

**DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN**

**- SEKTION ERTRAGSKUNDE -**



**Jahrestagung 25.- 27. Mai 2009**

**Ascona (Schweiz)**

## Beiträge zur Jahrestagung

Herausgeber: Prof. Dr. Jürgen Nagel  
Obmann der Sektion Ertragskunde  
Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt  
Abteilung Waldwachstum  
Grätzelstr. 2  
37079 Göttingen

Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten  
Sektion Ertragskunde: Beiträge zur Jahrestagung 2009;  
herausgegeben von J. Nagel

ISSN 1432-2609

Nagel, Jürgen

## Vorwort

Die Jahrestagung 2009 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten fand vom 25.- 27. Mai 2009 am Monte Verità in Ascona statt. In 25 Fachvorträgen diskutierten über 43 Teilnehmer aktuelle waldwachstumskundliche Fragestellungen, Methoden und Ergebnisse. Auf der halbtägigen Exkursion zeigten Andreas Zingg und sein Team Kastanienniederwälder und die Versuchsaufforstung Copera.



(Foto J. Nagel)

Mein besonderer Dank gilt Herrn Andreas Zingg von der WSL für die Einladung in die Schweiz, die hervorragende Organisation und die Wahl des exzellenten Tagungsortes. Herrn Hansheinrich Bachofen (WSL) danke ich für die Organisation und Leitung der eindrucksvollen Exkursion auf den Pizzo Claro.



Fotos P. Schleppi

Mein Dank gilt auch allen Teilnehmern, insbesondere denen, die durch Vortrag und Diskussion zum Erfolg der Tagung beigetragen haben.

Der Tagungsband ist auch in digitaler Form zugänglich und steht zum Herunterladen aus dem Internet als PDF-Datei bereit. Über den Print-on-Demand Service der SUB (<http://www.proprint-service.de>) können zusätzliche gedruckte Exemplare angefordert werden.

Jürgen Nagel  
Obmann

## Inhaltsverzeichnis

Nr.	Autor(en)	Vortrag	Seite
1	Conedera, M.; Zingg A.; Krebs, P.	Die Kastanienkultur auf der Alpensüdseite der Schweiz	6 - 13
2	Schleppi, P.; Conedera, M.; Giudici, F.; Zingg, A.	Veränderungen des Blattflächenindexes als Kronenreaktion nach Durchforstungen: methodische Aspekte und Beispiel eines Kastanienwaldes im Tessin	14 - 21
3	Ehring, A.; Keller, O.	Nussbäume zur Holzproduktion	22 - 26
4	Pretzsch, H.	Produktivitätsvergleich zwischen Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche entlang eines ökologischen Gradienten	27 - 38
5	Dieler, J.; Pretzsch, H.	Baummorphologie von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand	39 - 49
6	Utschig, H.; Neufanger, M.	Das 100-Baum-Konzept als Einstieg für Durchforstungsregeln in Mischbeständen	50 - 60
7	Uhl, E.	Variabilität des Zuwachsverhaltens unter- und zwischenständiger Bäume nach Freistellung, ein Beitrag zur Baumart Fichte ( <i>Picea abies</i> (L.) KARST.)	61 - 68
8	Schmidt, M.	Ein longitudinales Höhen-Durchmesser Modell für Fichte in Deutschland	69 - 82
9	Albert, M.; Schmidt, M.	Beurteilung der Anbauwürdigkeit von Baumarten unter Klimawandel mittels dreidimensionaler Ökogramme	83 - 94
10	Fabrika, M.; Střelcová, K.	Empirical model for transpiration of beech in tree growth simulator	95 -103
11	Schröder, J.; Beck, W.	Risikoabschätzung durch witterungsbasierte Modelle für Eiche und Kiefer in Nordostdeutschland	104-113
12	Sterba, H.; Eckmüllner, O.	Zur Abhängigkeit ertragskundlicher Standortsindikatoren	114-119
13	Nicke, A.; Wolf, H.	Zuwachsvergleich ausgewählter Fichten- ( <i>Picea abies</i> [L.] Karst.)- Herkünfte und deren Reaktion nach Trockenperioden auf unterschiedlichen Standorten	120-133
14	Ledermann, Th.	Die Kreisflächendichte als distanz-abhängiges Konkurrenzmaß	134-142
15	Slodicak, M.; Novak, J.; Sramek, V.	Spruce decline in Northern Moravia - Causation and Consequences	143-148
16	Albrecht, A.; Kohnle, U.; Hanewinkel, M.	Abschnittsweise Modellierung zur Analyse langfristiger Sturmschadensdaten von waldwachstumskundlichen Versuchsflächen	149-158
17	Nagel, J.; Sprauer, S.	Langfristige Simulation der Zielstärkenutzung in Buchenbeständen	159-164
18	Nachtmann, G.	Nsim – Ein Wachstumssimulator für Niederwälder	165-170
19	Schütz, J.-Ph.	Betrachtung der Risiken in Wuchsmodellen	171-176
20	Nill, M.	Modellierung von Rindenschäden infolge von Holzernte	177-181
21	Kindermann, G.	Herleitung des jährlichen Zuwachses für Bäume deren BHD-Zuwachs nur für einen längeren Zeitraum bekannt ist	182-190

Nr.	Autor(en)	Vortrag	Seite
22	Duncker, Ph.; Zell, J.	Die Auswirkung der Berücksichtigung von Nebenzielen auf den Kapitalwert der Baden-Württembergischen Fichtenwälder	191-199
23	Wolff, B.; Bolte, A.; Bielefeldt, J.; Czajkowski, T.	Biomasse- und Elementgehalte im Unterwuchs – erste Ergebnisse für Flächen des Forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz	200-212
24	Klemmt, H.-J.; Seifert, S.	Bestimmung der Hauptbaumarten aus terrestrischen Laserscandaten	213-219
25	Röhle, H.	Arbeitskreis Biomasse: Verfahrensempfehlungen zur Methodik der Biomasseermittlung in Kurzumtriebsbeständen	220-226

## Die Kastanienkultur auf der Alpensüdseite der Schweiz

Marco Conedera<sup>1</sup>, Andreas Zingg<sup>2</sup>, Patrik Krebs<sup>1</sup>

<sup>1</sup> WSL, Forschungsgruppe Insubrische Ökosysteme, via Belsoggiorno 22, CH-6500 Bellinzona

<sup>2</sup> WSL, Forschungsgruppe Multifunktionale Waldwirtschaft, Zürcherstr. 111, CH-8903 Birmensdorf

### Die Entstehung

Die Gattung Kastanie (*Castanea* Mill.) war bereits vor etwa 40 bis 5 Millionen Jahren in der ganzen Nordhemisphäre mit verschiedenen Arten weit verbreitet (MAI 1995). Während der Eiszeiten ist die Verbreitung vieler dieser Kastanien-Arten stark geschrumpft oder gar verschwunden. Im Nahost- und Mittelmeerraum überlebte nur eine einzige Art: die Europäische Edelkastanie (*Castanea sativa* Mill.). Das grosse Interesse des Menschen für diese Art macht es heutzutage sehr schwierig, das natürliche Verbreitungsareal dieser Art zu rekonstruieren. Nach KREBS et al. (2004) hat die Edelkastanie in der letzten Eiszeit in sieben Makroregionen mit Höchstwahrscheinlichkeit ihre Hauptrefugien gehabt (1: Transkaukasische Region; 2: Nordwestanatolien; 3: Kampanischer Apennin 4: tyrrhenisches Hinterland; 5: Region von Emilia-Romagna; 6: Hügeln im Hinterland von Venedig (Colli Euganei e Berici); 7: Kantabrische Küste., siehe Abb. 1). Noch unsicher und kontrovers ist das natürliche Überleben oder eine frühere Wiedereinwanderung der Art in die heutige Südschweiz: dem Fund von Kastanien-Kohlenresten in den Böden die auf 1500 Jahren vor Christi Geburt datierbar sind (HAJDAS et al. 2007) und einigen Spuren in Pollenprofilen (z.B. HOFSTETTER et al. 2006) steht das komplett Fehlen von Pollenspuren vor der Römerzeit in den Pollenprofilen des aktuellen Hauptverbreitungsgebietes der Edelkastanie (TINNER et al. 1999) gegenüber.

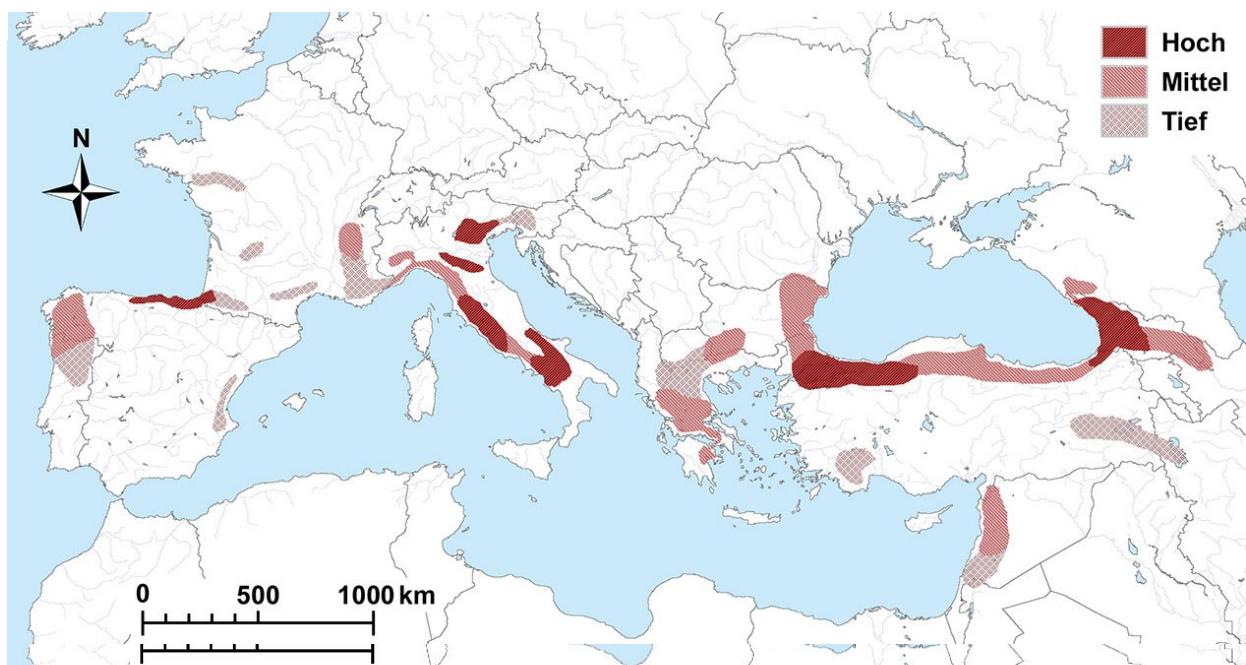


Abbildung 1: Vermutete Hauptrefugien der Edelkastanie während der letzten Eiszeit nach Wahrscheinlichkeit (KREBS et al. 2004)

Tatsache ist, dass die ersten Zeichen einer eigentlichen Kastanienkultur auf der Alpensüdseite der Schweiz mit der Eroberung der Alpen durch die Römer um das Jahr 0 koinzidieren (TINNER et al. 1999; CONEDERA et al. 2004a; Abb. 2). Die schnelle Zunahme der Kastanienpollenkurve und die hohen absoluten Pollenwerte, die erreicht werden, lassen einen schnellen Übergang zu einer Kastanien-Monokultur vermuten. Nach CONEDERA et al. (2004) waren die Römer vor allem am Kastanienholz aus dem Niederwald interessiert, da die Art eine fast unbegrenzte Stockausschlagfähigkeit und einen schnellen Zuwachs aufweist und das Holz dank dem hohen Tanningehalt besonders witterungsbeständig ist. In den betroffenen Gebieten entspricht dies auch einer radikalen Wende in der Landschaftsnutzung von der Brandrodung zur aktiven Bewirtschaftung der Kastanienwälder (TINNER & CONEDERA 1995).

### Die definitive Behauptung

Mit dem Zusammenbruch der Herrschaft Roms und der darauf folgenden sozial unsicheren Periode ist auch die Kastanienkultur zusammengebrochen (Abb. 2). Die lokale Bevölkerung hat aber trotzdem eine minimale Kultur und vor allem das Wissen um die Kultivierung der Kastanie aufrechterhalten, wie die spärlichen schriftlichen Dokumente aus dem VII bis X Jahrhundert belegen. Die Kastanienkultur, wie wir sie heute kennen, hat sich dann um das Jahr 1000 behaupten können. Mitentscheidend für diese Entwicklung waren die generelle Zunahme der mittleren Temperatur und das damit verbundene Bevölkerungswachstum, was zu einer Ausdehnung des Kastanienanbaus bis in die oberen alpinen Täler und eine starke Differenzierung zwischen Frucht- und Holzproduktionssystemen führte. Nach PITTE (1986) ist die Umstellung auf Kastanienanbau für Fruchtproduktion wegen Überbevölkerung ein europaweites und in verschiedenen Zeitepochen öfters beobachtetes Phänomen. Berechnungen deuten darauf hin, dass – vor der Einführung der Kartoffel und vor den technischen Fortschritten in der Landwirtschaft – an den mageren Seitenhängen der Alpen mit der Kastanie zwei- bis dreimal mehr Kalorien pro kultivierte Einheit produziert werden konnten als mit dem Getreideanbau. Zu diesem grossen Produktionsvermögen hinzu kamen als offensichtliche Vorteile die gute Haltbarkeit der Früchte (vor allem im gedörrten Zustand) und eine verzögerte Blüteperiode (Ende Juni), was die Kastanie vor Spätfrostschäden schützte. Die Kastanien boten eine relativ sichere Ernte und waren deshalb geschätzt. In Zeiten der Hungersnot galten die Früchte als "Lebensretter" für die Bergbevölkerung (MERZ 1919). Aus diesem Grund nannte man die Kastanie auch "Brotbaum" oder "Holzbrot" (BRUNETON-GOVERNATORI 1984).

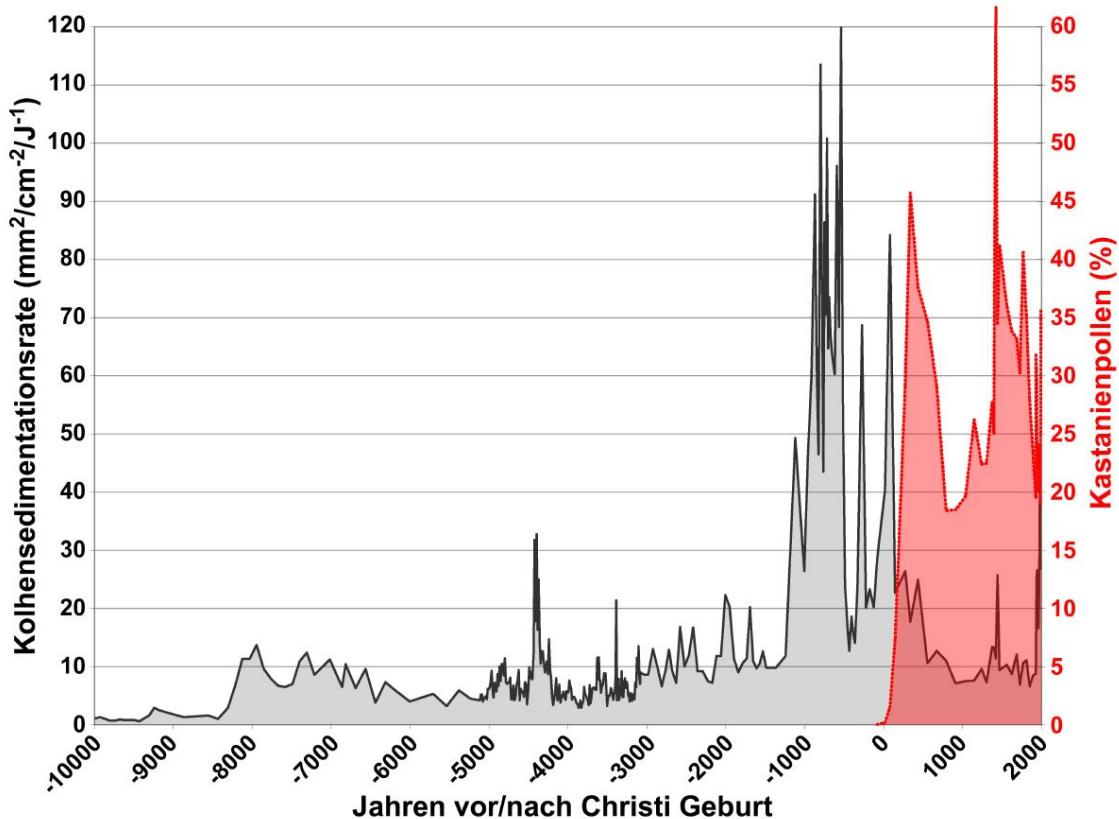


Abbildung 2: Entstehung der Kastanienkultur und Feuergeschehen im Südthesis, Lago di Origlio (TINNER et al. 1999)

### Die goldenen Zeit

Im späten Mittelalter wurde die Kastanie in vielen Berggebieten zur Hauptnahrungsquelle, vor allem in Gebieten, wo die Umweltverhältnisse zur Selbstversorgung zwangen (LURATI 1971). Man schätzt, dass vor allem während der Wintermonate zwei bis drei verschieden zubereitete Kastanienmahlzeiten täglich aufgetischt wurden; dies könnte einem Totalbedarf von bis zu 150 Kilo pro Person und Jahr entsprochen haben (Merz 1919). In einer solchen Selbstversorgungs-Wirtschaft war bei der Sortenwahl eine möglichst breite Differenzierung der Kastanientypen entscheidend, um die verschiedenen Verwendungsmöglichkeiten zu garantieren (Tab. 1). Noch heute zeigen die Kastanienselven auf der Alpensüdseite dieses Produktionsschema, mit einer bunten Mischung

verschiedener Kastaniensorten und einem Total von mehr als 120 verschiedenen Sortennamen (CONEDERA 1994).

Die Bedeutung der Kastanie war so gross, dass man den gepfropften Kastanienbaum in der Südschweiz einfach als "arbur" (Baum) bezeichnete, so z.B. in der noch heute gültigen Mundartvariante (KÄSER 1932). Zahlreich sind auch schriftliche Angaben über die Benützung der Kastanie als Zahlungsmittel für Tribute und Zehnten oder als Tauschwährung (LURATI 1971). Oft waren Kastanien Bestandteil von lebenslänglichen Witwenrenten, von Hochzeitsgeschenken oder von offerierten Gerichten bei Trauerfeiern (KÄSER 1932). Dies gilt ebenso für wichtige Gerätschaften der Kastanienkultur, wie z.B. die Kastanienpfanne oder die Benutzungsrechte der Trocknungshäuser einzelner Familien, die oft auch wichtiger Bestandteil der Hinterlassenschaft waren (CONEDERA 1996). Wo die Kastanie wegen des zu rauen Klimas nicht kultiviert werden konnte, entstand eine Art "Kastanienwanderung". Ganze Familien aus Gebieten ohne Kastanienbäume verschoben sich regelmässig zur Erntezeit in die Kastanienselven: eine Notwendigkeit, um die Wintervorsorge sicherzustellen (BROGGINI 1968, Abb. 3).

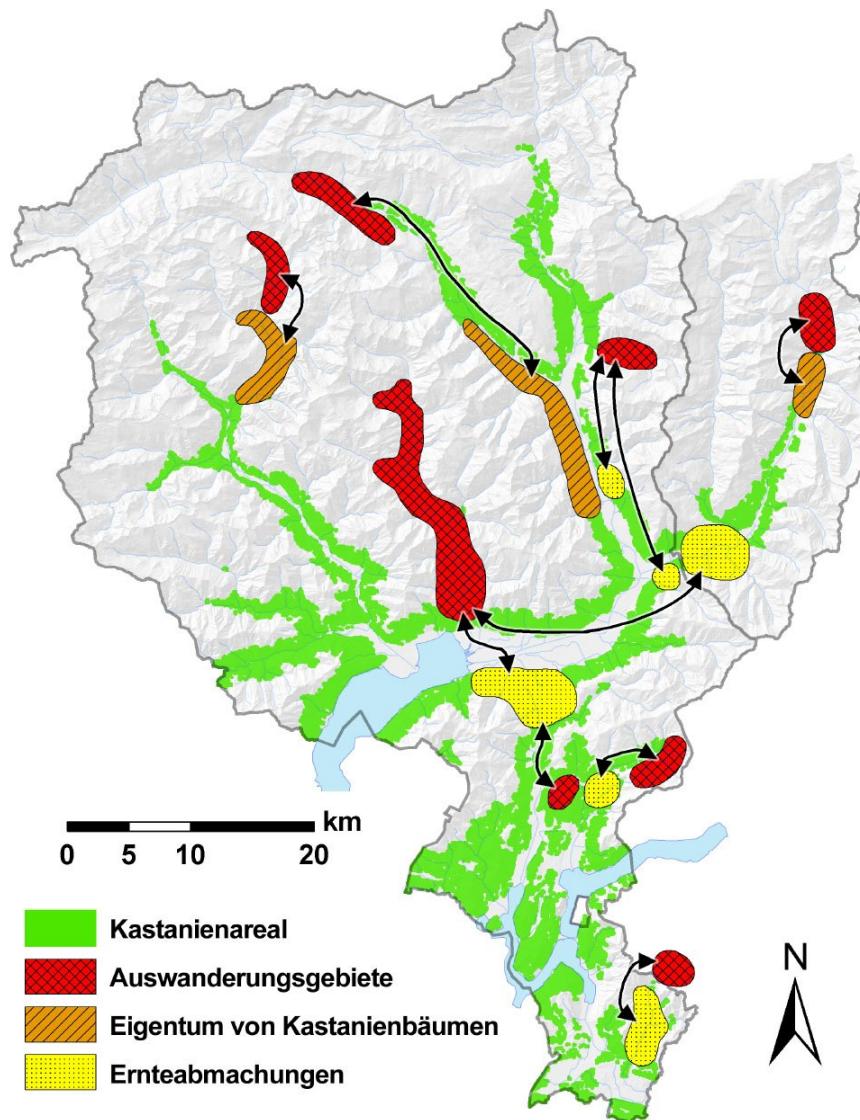


Abbildung 3: Belegte Fälle von Kastanienwanderung auf der Alpensüdseite (BROGGINI 1968)

Rund um der Kastanienkultur sind auch besondere Rechtsformen entstanden, wie zum Beispiel die "Baumsuperfizies", normalerweise auch "*jus plantandi*" (Anrecht zum Pflanzen) genannt, eine im Mittelmeerraum sehr verbreitete und eng mit dem Olivenanbau verknüpfte Besitzform (GIARDINA 1941). Es handelte sich um eine eigenartige Eigentumsform, die ein getrenntes Besitztum von Baum und Boden vorsieht (Abb. 4). Nach PITTE (1986) ist das "*jus plantandi*" aus der dringenden Notwendigkeit entstanden, mehr Nahrung zu produzieren, ohne die Tradition der Tierzucht und der freien Beweidung auf dem Boden der Allgemeinheit zu stören: eine Strategie, um zwei verschiedene Nutzungsarten mit je vitaler Bedeutung nebeneinander betreiben zu können. In der Südschweiz durften nur die Bürger vom "*jus plantandi*" Gebrauch machen, indem sie auf dem Boden der Allgemeinheit (Bürgergemeinde) einen Kastanienbaum pflanzten oder veredelten. Auch um die Kastanienernte entstanden im lokalen Gewohnheitsrecht sehr strenge Regelungen. In vielen Gebieten blieb während der Erntezeit

sogar die Schule geschlossen (PASQUALI 1936), damit die Kinder bei der Arbeit mithelfen konnten. Die Regelung der Kastanienernte fixierte vorerst ein Stichdatum (z.B. 16. September, Heiliger Kornelius). Von diesem Tag an war die Beweidung der Kastanienhaine verboten, auch für deren Besitzer. Ebenso durften von diesem Zeitpunkt an nur die Eigentümer oder die zugelassenen Sammler die Selven betreten und die Früchte ernten (SCHINZ 1787). Die offizielle Ernteperiode dauerte je nach Region unterschiedlich lang: bis Allerheiligen (1. November), bis Heiliger Martin (11. November) oder in einigen hochgelegenen Gebieten sogar bis Heilige Katharina (25. November) (BROGGINI 1968). Nach diesen Daten wurde die Kastanienernte freigegeben, so dass alle Menschen (in erster Linie arme Leute) die restlichen Kastanien sammeln konnten (KÄSER 1932). Die Rechtsform der „Baum“- oder „Pflanzesuperfizies“ hat die Stürme der Zeit überstanden. Es dürfen nach dem schweizerischen Zivilrecht zwar keine neuen Pflanzensuperfizies errichtet werden, bestehende Rechte bleiben aber erhalten (BROGGINI 1968).

Tabelle 1: Kriterien für den Sortenanbau in den traditionellen Kastanienselven

<b>Reifeperiode</b>	<b>früh</b>
	<b>normal</b>
	<b>spät</b>
<b>Verwendung</b>	<b>Frischkonsum</b>
	<b>Dörren</b>
	<b>Mehl</b>
	<b>Frischkonservierung</b>
	<b>Tiermast</b>
<b>Ökologie</b>	<b>Tieflage</b>
	<b>Hochlage</b>

### Der allmähliche Niedergang und deren Folgen

Die kleine Eiszeit seit dem Ende des XVII Jahrhunderts, die landwirtschaftliche Revolution, die Industrialisierung und das Auftreten bzw. Einschleppen von neuen Krankheiten sind die Hauptfaktoren, die zu einem allmählichen Rückgang der Bedeutung der Kastanienkultur geführt haben (CONEDERA & GIUDICI 1994). Im XVIII Jahrhundert (insbesondere 1709, 1767 und 1788/89) haben Spätfroste in ganz Europa grosse Schäden in den Kastanienwäldern angerichtet (PITTE 1986). Diese Bäume wurden nicht mehr ersetzt und wurden dann mit vielen weiteren gesunden Kastanienbäumen zu Kohle verarbeitet, um die entstehende Industrie in der Lombardei zu beliefern. Im XIX Jahrhundert hat die Einführung neuer Grundnahrungsmitteln (Mais, Kartoffel) und die Verbesserung der Mobilität (z.B. Eröffnung der Gotthardbahn ab 1882) entscheidend zum Niedergang der Kastanienbewirtschaftung beigetragen. Im 20. Jahrhundert beschleunigte sich dieser Prozess durch die industriell betriebene Gerbstoffproduktion aus Holz und Rinde der Edelkastanie und das Auftreten bzw. die Verschärfung von Krankheiten wie dem Kastanienrindenkrebs (*Cryphonectria parasitica*) und der Tintenkrankheit (*Phytophthora* spp.) noch.

Mit der sozioökonomischen Entwicklung seit dem Ende des zweiten Weltkriegs ist es dann vielerorts zur gänzlichen Aufgabe der Selven- und Niederwaldwirtschaft und damit zum Verschwinden der Kastanienkultur gekommen. Die Mischstruktur der Sortenzusammensetzung in den traditionellen Selven, welche für den Eigenbedarf konzipiert waren, hat praktisch eine rationelle kommerzielle Verwertung des Produktes nach den Standardisierungsanforderungen des modernen Marktes verhindert. Außerdem sind in den traditionellen Selven fast ausschliesslich Kastaniensorten und keine marktähnlicheren Marronisorten angepflanzt worden (CONEDERA 1996). Was die Kastanienholzproduktion anbelangt, haben das Schrumpfen des Marktes für Pfähle in der zweiten Hälfte des XX Jahrhundertes und das Problem der Ringschäle im Kastanienholz (FONTI et al. 2002), das eine Wertschöpfung als Sägewerk behindert, die Aktivitäten im Niederwald längere Zeit praktisch verschwinden lassen. Die während langer Zeit vernachlässigte Bewirtschaftung hat einen generellen Verwildерungsprozess der Strukturen in den Kastanienwäldern ausgelöst. In den Kastanienselven bedeutet dies eine rasche Kolonisierung der Beständen durch andere Baumarten und eine spärliche Verjüngung durch die lichtbedürftige Edelkastanie (CONEDERA et al. 2000; MUSTER et al. 2007), das Verschwinden des ursprünglich als Weide genutzten Grassteppichs, die Überalterung der Fruchtbäume mit Bildung von unausgeglichenen Baumkronen wegen Ausbleibens von Pflegeschnitten und Krebsbefalls und den Zerfall der Infrastrukturen wie z.B. Begehungswege,

Terrassierungen, Trockenmauern, usw. Die Ausdehnung der Kastanienwälder mit noch erkennbaren Selvenstrukturen hat sich auf der Alpensüdseite seit Beginn dieses Jahrhunderts von 9'000 ha (MERZ 1919) auf 2'400 ha (CONEADERA et al. 2004b) reduziert. Die überalterten Stöcke in den aufgegebenen Kastanienniederwäldern geraten in ein Ungleichgewicht zwischen der übermässigen oberirdischen Biomasse und den spärlichen und veralteten Wurzelsystemen und neigen stark zur einzel- oder gruppenweisen Entwurzelung (VOGT et al. 2006), was zu gravierenden Probleme im Bezug auf die Bodenstabilität und damit für die Schutzfunktion dieser Wälder führen kann.



Abbildung 4: Kastanienbäume mit der Jus plantandi Marke

Der Mangel an Pflege ist also die zurzeit schwerwiegendste Bedrohung für das Kastanienareal. Die Kastanienwälder befinden sich nun in einer Übergangsphase mit schlecht definierten waldbaulichen Verhältnissen. Auf der einen Seite finden wir Überreste einer durch den Menschen geprägten Produktionsstruktur, auf der anderen Seite ist eine durch Verwilderungsprozesse entstehende Urvegetation zu beobachten (CONEADERA & GIUDICI 1994).

#### **Welche Zukunft für die Kastanienkultur?**

In den letzten Jahrzehnten hat sich die Erkenntnis durchgesetzt, dass die Kastanienwälder ein wesentlicher Bestandteil der Kulturlandschaft sind und als Mehrzweckökosysteme auch in Zukunft eine wichtige Rolle spielen können. Dazu kommt ein genereller Wunsch zur Rückkehr zu den Traditionen und zum gesunden Essen (inkl. das Bedürfnis nach biologischen Produkten), die Sensibilisierung für kulturelle Werte und die Notwendigkeit, dem Tourismus als Förderung der Wirtschaft in Randgebieten alternative Möglichkeiten zu bieten, eine Interessenwelle, die sich sehr rasch von der Meinung von Fach-Spezialisten über jene der ganzen Bevölkerung zu einer politischen Absichtserklärung entwickelte.

Inzwischen wurden auf der Alpensüdseite bereits viele Projekte zur Wiederinstandstellung von Selven gestartet und zum Teil bereits abgeschlossen (Rudow und Borter 2006). Neben landschaftlichen, touristischen, ökonomischen und kulturellen Aspekten, haben solche Projekte auch eine sehr wichtige ökologische Komponente: es ist inzwischen bewiesen, dass viele Vogel-, Fledermaus- und Wirbellosenarten die offene Strukturen der gepflegten Selven gegenüber den geschlossenen, verwilderten unbewirtschafteten Selven bevorzugen (PYTHON & MORETTI 2007; MORETTI et al. 2008; SPADA et al. 2008; ZAMBELLI et al. 2008). Aus den Kastanienfrüchten gemischter Sorten wurden innovative, saisonunabhängige Nischenprodukte entwickelt wie Kastaniennudeln, Kastanienflocken oder das Kastanienbier.

Was das Kastanienholz anbelangt, ist inzwischen der Markt für Kastanienpfähle und -sägeholz stark gestiegen. Das Problem liegt nun im waldbaulichen Zustand der meisten Niederwälder, die nicht in der Lage sind, entsprechende Produkte zu liefern. Bestrebungen sind nun seitens der Forschung im Gange, Behandlungsvarianten zu prüfen wie z.B. der Einzelstamm-Ansatz (siehe Abb. 5) um aus dem Niederwald rasch (d.h. innert 30-40 Jahren) schnell und regelmässig wachsende Qualitätsstämme, die keine Ringschäle aufweisen (Fonti et al. 2002).

Abbildung 5: Behandlungsvariante mit Einzelstamm-Ansatz

Diese sollen mit dem Projekt „Produktion von Nutzholz vom Kastanienniederwald“ entwickelt und geprüft werden. Dazu wurden in den letzten Jahren auf den drei Standorten Bedano, Gerra (Gambarogno) und Pura Blockversuche mit zwei Behandlungsvarianten, einer Kontrolle, das ganze dreimal wiederholt, angelegt. In den zwei Versuchsflächen Bedano und Gerra liegen erste Zuwachsmessungen an den Stockausschlägen vor, die viel versprechend sind (vgl. dazu ZINGG & GIUDICI 2005).

Aufgrund von Erfahrungen aus Italien und Frankreich besteht durchaus die Chance, dass die Edelkastanie sowohl als Fruchtbau, aber auch als Holzart eine Rolle im Kastaniengebiet der Alpensüdseite spielen kann. Damit könnte sie eine Rolle für die lokale Wirtschaft und gleichzeitig die traditionelle Landschaft erhalten und im Brauchtum der Region ihre Rolle spielen.



### Literaturverzeichnis

- BROGGINI, R.: Appunti sul cosiddetto "Jus plantandi" nel Canton Ticino e in Val Mesolcina. *Vox Romanica*. 27, 2: 212-228, 1968.
- BRUNETON-GOVERNATORI, A., 1984: Le pain de bois. Ethnohistoire de la châtaigne et du châtaignier. Toulouse, Eché, 548 S., 1984.
- CARONI, P.: In tema di superficie arborea (jus plantandi) nella prassi cantonale ticinese. *Rivista Patriziale Ticinese*. 25, 1:1-27, 1971.
- CONEDERA, M.: Inventario e caratterizzazione genetica delle varietà nostrane di castagno da frutto. *Bol. Soc. Tic. Scie. Nat* 94/2: 39-50, 1994.
- CONEDERA, M.: Die Kastanie: Der Brotbaum. Vergangenheit, Gegenwart und Zukunft der "Waldfrucht par excellence". *Bündnerwald* 49, 6: 28-46, 1996.
- CONEDERA, M.; GIUDICI, F.: Problemi della fascia castanile al Sud delle Alpi della Svizzera: analisi della situazione e promovimento della ricerca. *Arbeitsberichte der Professur für Forstpolitik und Forstökonomie der ETHZ*, 94/1, Zürich, 38 S., 1994.
- CONEDERA, M.; STANGA, P.; LISCHER, C.; STÖCKLI, V.: Competition and dynamics in abandoned chestnut orchards in southern Switzerland. *Ecol. Mediterr.* 26, 1/2: 101-112, 2000.
- CONEDERA, M.; KREBS, P.; TINNER, W.; PRADELLA, M.; TORRIANI, D.: The cultivation of *Castanea sativa* (Mill.) in Europe, from its origin to its diffusion on a continental scale. *Veg. Hist. Archaeobot.* 13: 161-179, 2004a.
- CONEDERA, M.; MANETTI, M.C.; GIUDICI, F.; AMORINI, E.: Distribution and economic potential of the Sweet chestnut (*Castanea sativa* Mill.) in Europe. *Ecol. Mediterr.* 30, 2: 179-193, 2004b.
- FONTI, P.; MACCHIONI, N.; THIBAUT, B.: Ring shake in chestnut (*Castanea sativa* Mill.): State of the art. *Ann. For. Sci.* 59: 129-140, 2002.
- FONTI, P.; GIUDICI, F.; CONEDERA, M.: La cipollatura del legno di castagno: un problema centrale per il rilancio della castanicoltura da legno di qualità. *Schweiz. Z. Forstwes.* 153, 11: 430-436, 2002.
- GIARDINA, C.: La cosiddetta proprietà degli alberi separata da quella del suolo in Italia. *Atti della R. Accademia di Scienze, Lettere ed Arti, Serie IV*, vol II, 2: 5-280, 1941.
- HOFSTETTER, S.; TINNER, W.; VALSECCHI, S.; CARRARO, G.; CONEDERA, M.: Lateglacial and Holocene vegetation history in the Insubrian Southern Alps - New indications from a small-scale site. *Veg. Hist. Archaeobot.* 15: 87-98, 2006.
- KÄSER, H.: Die Kastanienkultur und ihre Terminologie in Oberitalien und in der Südschweiz. *Diss. Uni Zürich*. 167 S., 1932.
- KREBS, P.; CONEDERA, M.; PRADELLA, M.; TORRIANI, D.; FELBER, M.; TINNER, W.: Quaternary refugia of the sweet chestnut (*Castanea sativa* Mill.): an extended palynological approach. *Veg. Hist. Archaeobot.* 13: 145-160, 2004.
- HAJDAS, I.; SCHLUMPF, N.; MINIKUS-STARY, N.; HAGEDORN, F.; ECKMEIER, E.; SCHOCH, W.; BURGA, C.; BONANI, G.; SCHMIDT, M.W.I.; CHERUBINI, P.: Radiocarbon ages of soil charcoals from the southern Alps, Ticino, Switzerland. *Nucl. Instrum. Methods Phys. Res. B* 259: 398-402, 2007.
- LURATI, O.: Abitudini alimentari della popolazione ticinese fino alla metà dell'Ottocento. *Schweiz. Archiv für Volkskunde*, Jg. 67, Heft 1-3, 1971.
- MAI, D.H.: Tertiäre Vegetationsgeschichte Europas. Methoden und Ergebnisse. G Fischer, Jena, 691 S., 1995.
- MERZ, F.: Il castagno: sua importanza economica, coltivazione e trattamento. Bern, 71 S., 1919.
- MUSTER, S.; ELSENBEE, H.; CONEDERA, M.: Small scale effects of historical land use and topography on post-cultural tree species composition in an Alpine valley in southern Switzerland. *Landsc. Ecol.* 22: 1187-1199, 2007.
- PASQUALI, P.S.: Il castagno nel dialetto ticinese. *Archivio Storico della Svizzera Italiana*. 14, 11: 91-98, 1936.
- PITTE, J.R.: Terres de castanide. Hommes et paysages du châtaignier de l'Antiquité à nos jours. Librairie Arthème Fayard, 479 S., 1986.
- MORETTI, M.; ZAMBELLI, N.; SPADA, M.; SZENTKUTI, S.; RATHEY, E.; BONTADINA, F.; MARTINOLI, A.; MATTEI-ROESLI, M.: La cura delle selve castanili favorisce i pipistrelli. *Forestaviva* 42: 19-21, 2008.
- MUSTER, S.; ELSENBEE, H.; CONEDERA, M.: Small scale effects of historical land use and topography on post-cultural tree species composition in an Alpine valley in southern Switzerland. *Landsc. Ecol.* 22: 1187-1199, 2007.
- PYTHON, A.; MORETTI, M.: L'avifauna delle selve castanili. Progetto di ricerca sull'effetto dell'abbandono e del recupero delle selve nella Svizzera Italiana. *Ficedula* 1: 5-10, 2007.
- SCHINZ, H.R.: DESCRIZIONE DELLA SVIZZERA ITALIANA NEL SETTECENTO. ARMANDO DADÒ EDITORE. LOCARNO 1989, 463 S., 1787.
- SPADA, M.; SZENTKUTI, S.; ZAMBELLI, N.; MATTEI-ROESLI, M.; MORETTI, M.; BONTADINA, F.; ARLETTAZ, R.; TOSI, G.; MARTINOLI, A.: Roost selection by non-breeding Leisler's bats (*Nyctalus leisleri*) in montane woodlands: implications for habitat management. *Acta Chiropterologica* 10, 1: 81-88, 2008.
- TINNER, W.; CONEDERA, M.: Indagini paleobotaniche sulla storia della vegetazione e degli incendi forestali durante l'olocene al Lago di Origlio (Ticino Meridionale). *Boll. soc. tic. sci. nat.* 83, 1/2: 91-106, 1995.

- TINNER, W.; HUBSCHMID, P.; WEHRLI, M.; AMMANN, B.; CONEDERA, M.: Long-term forest fire ecology and dynamics in southern Switzerland. *J. Ecol.* 87: 273-289, 1999.
- VOGT, J.; FONTI, P.; CONEDERA, M.; SCHRÖDER, B.: Temporal and spatial dynamic of stool uprooting in abandoned chestnut coppice forests. *For. Ecol. Manage.* 235: 88-95, 2006.
- ZAMBELLI, N.; MATTEI-ROESLI, M.; MORETTI, M.: Nottola di Leisler (*Nyctalus leisleri*, Chiroptera), regina delle selve castanili. Resoconto dopo 6 anni di monitoraggio di 200 cassette-nido. *Boll. Soc. Ticin. Sci. Nat.* 96: 49-59, 2008.
- ZINGG, A.; GIUDICI, F.: Wertholzproduktion mit Kastanien-Niederwald. Versuchsanlage und erste Ergebnisse. In: Nagel, J. (ed) Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Ertragskunde. Jahrestagung 9.-11. Mai 2005, Freising. 168-179, 2005.

## Veränderungen des Blattflächenindexes als Kronenreaktion nach Durchforstungen: methodische Aspekte und Beispiel eines Kastanienwaldes im Tessin

*Patrick Schleppi<sup>1</sup>, Marco Conedera<sup>2</sup>, Fulvio Giudici<sup>3</sup>, Andreas Zingg<sup>1</sup>*

*<sup>1</sup> Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL), CH-8903 Birmensdorf*

*<sup>2</sup> Istituto federale di ricerca per la foresta, la neve e il paesaggio (WSL), CH-6500 Bellinzona*

*<sup>3</sup> Federlegno Ticino, CH-6802 Rivera*

### **Einleitung**

In der Südschweiz ist die Edelkastanie (*Castanea sativa* Mill.) eine sehr verbreitete Baumart, die auch reine Bestände bildet. Viele davon sind frühere Niederwälder, die verlassen wurden, weil die Produktion von Sortimenten kleiner Dimensionen nicht mehr rentiert (GIUDICI *et al.* 2000). Die Produktion von Wertholz aus solchen Wäldern wäre ökonomisch interessant, muss aber zwei wichtige Herausforderungen bewältigen. Erstens tendiert das Kastanienholz zur Ringschädigung (Zerfall entlang der Jahrringe), was dessen Verwendung bei mittleren bis grossen Sortimenten stark beeinträchtigen kann (BOURGEOIS 1992). Zweitens wachsen nach einem Schlag viele Stockausschläge, und daraus können sich starke Bäume nur dann entwickeln, wenn konsequent durchforstet wird. Mehrmalige Durchforstungen wären üblich, können aber Wachstumsschübe hervorrufen, die zu mechanischen Spannungen im Holz und damit zur Ringschädigung führen. Ein konstant starkes Wachstum ist also wünschenswert, weil es mechanische Spannungen im Holz verhindert (FONTI *et al.* 2002). Entsprechende waldbauliche Techniken werden gegenwärtig entwickelt, unter anderem in der hier aufgeführten Studie.

Allgemein besteht das Hauptziel einer Durchforstung darin, das Wachstumspotential eines Bestandes auf weniger Bäume zu konzentrieren. Damit das Potential selber nicht übermäßig darunter leidet, sollte der Bestand sich schnell wieder schliessen, und die Blattfläche wieder einen optimalen Wert für die Photosynthese erreichen. Um diese Prozesse zu quantifizieren, bietet sich die Ermittlung des Blattflächen-Indexes aus hemisphärischen Bildern an. Mit der breiten Verfügbarkeit von digitalen Fotoapparaten erfuhr diese Technik in den letzten Jahren eine markante Ausbreitung.

Der Blattflächenindex (BFI, oder LAI für "leaf area index") entspricht der einseitigen Blätterfläche pro Einheit Bodenoberfläche. Er ist ein wichtiger Parameter einer Bestandesstruktur, da er die aktive Schnittstelle zwischen der Atmosphäre und dem Ökosystem darstellt, welche die Prozesse der Photosynthese, Niederschlagsinterzeption, Evapotranspiration und Deposition von Luftschaadstoffen kontrollieren. Deshalb wird der BFI als Eingangsgröße in den meisten Modellen von Ökosystemprozessen benötigt, die Kohlenstoff- und Wasserkreisläufe auf Bestandes- oder regionalen Ebene simulieren (e.g. RUNNING & COUGHLAN 1988).

Das BFI kann durch direkte oder indirekte Messmethoden ermittelt werden (siehe Übersichtarbeit durch BRÉDA 2003). Alle Blätter des Bestands für eine direkte Messung vom BFI zu sammeln, ist eine destruktive Methode, die normalerweise für Acker-Kulturen und für Grünland angewendet wird. Sie ist jedoch sehr zeitaufwendig und wird deshalb in Waldbeständen kaum gebraucht. In Laubwäldern wird die Sammlung der abfallenden Streu im Allgemeinen als eine genaue Methode erachtet, die jedoch auch sehr arbeitsaufwendig ist. Deshalb wurden Techniken entwickelt, um den BFI von Beständen indirekt aus der Lichttransmission durch die Kronen zu schätzen (ANDERSON 1971; ROSS 1981). Bei diesen Techniken wird aus einzelnen Punkten unterhalb der Kronen die Transmission von Streulicht aus dem Himmel über einem gewissen Blickfeld gemessen. Solche Messungen werden mit einem spezifischen Sensor wie der LAI-2000 (plant canopy analyser, Licor, Lincoln, NE, USA) oder durch die Analyse von Bildern, die mit einer Fischaugen-Linse aufgenommen wurden, durchgeführt. In beiden Fällen wird das gegen oben gerichtete Blickfeld in Ringe aufgeteilt und analysiert. Jeder Ring entspricht einem Winkel-Bereich um den Zenith. Der Zenithwinkel  $\theta$  wird bei den Berechnungen zweimal gebraucht, da er sowohl die Durchgangs-Distanz des Lichtes durch die Kronen als auch den Winkel der Blätter relativ zur Sicht-Richtung beeinflusst. Im ersten Fall ist  $\theta$  nur auf flachem Grund bestimmt. An einem Hang muss der Einfallswinkel gebraucht werden, d.h. der Winkel zu einer rechtwinkligen (normalen) Linie zum Boden. Dieser Einfallswinkel wird nachfolgend als  $\gamma$  bezeichnet.

Weltweit wachsen 27 % der Wälder in Berggebieten (KÖRNER & OHSawa 2006). Kastanienwälder in der Südschweiz wachsen z. B. auch meistens in Hanglagen. Trotz dieser Tatsache wurde das Problem der Hangneigung für die indirekte Messung vom BFI in Wäldern erst vor wenigen Jahren untersucht, sei es für hemisphärische Sensoren (WALTER & TORQUEBAU 2000; SCHLEPPI *et al.* 2007) oder für Geräte, die die Interzeption des Sonnenlichts messen, so genannten Ceptometern (DUURSMA *et al.* 2003). Mit einem Messgerät wie dem LAI-2000 ist es möglich, den Sensor für die Messungen entweder horizontal oder parallel zum Boden zu halten. Es ist jedoch nicht möglich, die Lichttransmission als Funktion von beiden Winkeln  $\theta$  und  $\gamma$  gleichzeitig zu messen. In hemisphärischen Bildern hingegen wird die gesamte sichtbare Kronenstruktur aufgenommen, so dass für jede Sicht-Richtung sowohl  $\theta$  wie auch  $\gamma$  feststehen. Solche Bilder enthalten also die nötige Information, um den BFI trotz Hangneigung erwartungstreu zu schätzen.

Das Ziel dieses Beitrages ist, die Anwendung einer neuen Methode darzustellen, die die Schätzung des BFI aus hemisphärischen Bildern bei Hanglagen ermöglicht. Daraus soll die Wirkung einer Durchforstung auf die

Blattfläche eines Kastanienwaldes dokumentiert und im Hinblick auf die Produktion von Wertholz diskutiert werden.

## Theorie

### Flaches Gelände

Die Lichttransmission durch eine ideale Krone wird im Allgemeinen als Funktion des Zenithwinkels  $\theta$  beschrieben (NILSON 1971):

$$G(\theta) L = K(\theta) = -\ln T(\theta) \cos \theta, \quad \theta < \frac{\pi}{2} \quad (1)$$

$L$  ist der (einseitige) Blattflächen-Index.  $G(\theta)$  ist die durchschnittliche Projektionsrate der Blätter im Zenithwinkel  $\theta$ , welche eine Funktion der statistischen Aufteilung der Blattneigungswinkel ist.  $T(\theta)$  ist die Transmission beim Zenithwinkel  $\theta$ .  $K(\theta)$  wird Kontaktzahl genannt und stellt die mittlere Kontaktzahl dar, die das Licht beim Durchdringen durch die Krone beim Zenithwinkel  $\theta$  bezogen auf die Kronenmächtigkeit vollziehen würde (die Anzahl der Kontakte für den Durchgang durch den gesamten Bestand wäre  $K(0) / \cos \theta$ ).

Auf hemisphärischen Bildern, die in Richtung des Zeniths aufgenommen werden, kann  $\theta$  als Funktion der Distanz von einem Pixel zum Zentrum des Bildes berechnet werden:

$$\theta = f\left(\frac{r}{R}\right) \frac{\pi}{2} \quad (2)$$

$r$  ist die Distanz zum Zentrum und  $R$  ist der Radius des Kronenbildes, d.h. die Distanz vom Zenith zum Horizont.  $f$  ist eine monoton wachsende Funktion, welche die durch die Fischaugen-Linse produzierte Geometrie der Bilder mit  $f(0)=0$  and  $f(1)=1$  beschreibt.

Die Lichttransmission würde in diesem Modell (Gleichung 1) eine stetige Funktion von  $\theta$  sein. In Wirklichkeit aber besteht sie auf diskreten Messungen, an die die Modell-Parameter so gut als möglich angepasst werden müssen.  $K$  wird deshalb zuerst für jeden Ring geschätzt, d.h. für bestimmte Bereiche von Zenithwinkeln. Ein Messgerät wie der LAI-2000 misst zum Beispiel über 5 Ringe von je ungefähr  $15^\circ$ . Ringe von verschiedenen Breiten können auch als Berechnungsbasis für hemisphärische Bilder gebraucht werden. In diesem Falle wird das Bild als Matrix von schwarzen und weißen Pixel analysiert. Dabei muss beachtet werden, dass jeder Ring gross genug sein muss, um das Fehlen von weißen Pixel zu vermeiden, was zu  $T(\theta)=0$  führt und demzufolge ein undefiniertes  $K(\theta)$  ergeben würde. Sind einmal die  $K(\theta)$ -Werte berechnet, können sie eingesetzt werden, um normalerweise in einem iterativen Prozess  $L$  und die Parameter der Blattwinkel-Verteilung  $G(\theta)$  gemeinsam zu schätzen. Entsprechende Modelle und Methoden wurden in verschiedenen kürzlich erschienenen Publikationen beschrieben und verglichen (Bréda, 2003; Weiss *et al.*, 2004).

### Hanglage

Gleichung 1 ist nur gültig für Bestände in der Ebene. Im Gelände mit einem Neigungswinkel  $v$ , wenn der Sensor horizontal gehalten wird, geht das Licht talwärts im Vergleich zu bergwärts einen kürzeren Weg durch die Krone. Demzufolge erscheint die Krone talwärts blickend heller, jedoch in Richtung Berg dunkler und wenn der Boden erreicht ist, findet keine Lichttransmission mehr statt (Abb. 1). Der Zenithwinkel  $\theta$  in Gleichung 1 muss somit auf der rechten Seite durch den Einfallswinkel  $\gamma$  ersetzt werden. Dies ergibt folgende Gleichung:

$$G(\theta) L = K(\theta) = -\ln T(\theta, \gamma) \cos \gamma, \quad \theta < \frac{\pi}{2}, \quad \gamma < \frac{\pi}{2} \quad (3)$$

Der Winkel  $\gamma$  kann durch 3-dimensionale Trigonometrie aus Azimut- und Zenithwinkel sowie aus der Orientierung und dem Neigungswinkel berechnet werden (Walter & Torquebiau 2000) (Abb. 2):

$$\gamma = \arccos (\cos \theta \cos v + \sin \theta \cos(\varepsilon - \phi) \sin v), \quad (4)$$

$v$  ist der Neigungswinkel,  $\varepsilon$  ist das Azimut vom analysierten Punkt (dem entsprechenden Pixel auf dem Bild) und  $\phi$  ist die Exposition, d.h. das Azimut in Fallrichtung.

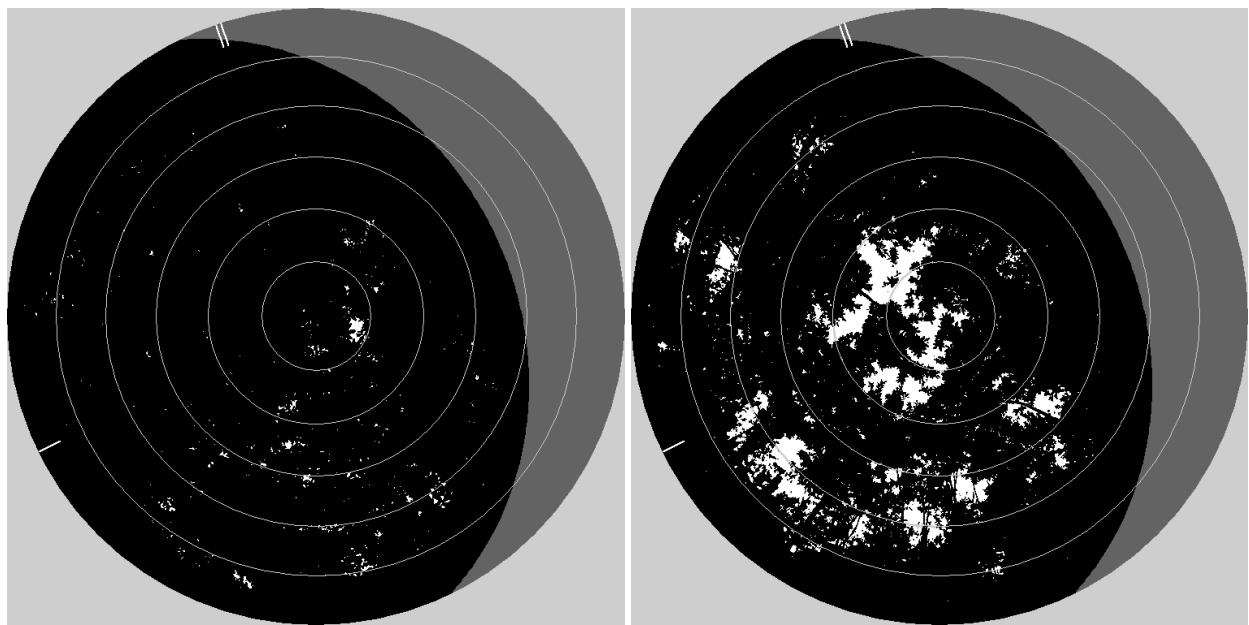


Abbildung 1: Beispiele hemisphärischer Photographien aus Bedano mit einer Hangneigung von  $34^\circ$ . Die Striche oben links zeigen den Norden (magnetisch und geographisch). Der Boden wird Halbmondförmig grau dargestellt; demgegenüber zeigt ein Strich die Exposition (Ost = bergab). Unter Betrachtung der Neigung ergibt die linke Photographie (Kontrolle) einen BFI von 6,36 und einen mittleren Blattwinkel von  $50^\circ$ , sonst aber nur 4,81 bzw.  $16^\circ$ . Beim Bild rechts (Durchforstung A, "Einzelbaum") betragen diese Werte 3,26 und  $50^\circ$ , bzw. nur 2,86 und  $24^\circ$ , wenn die Hangneigung vernachlässigt wird.

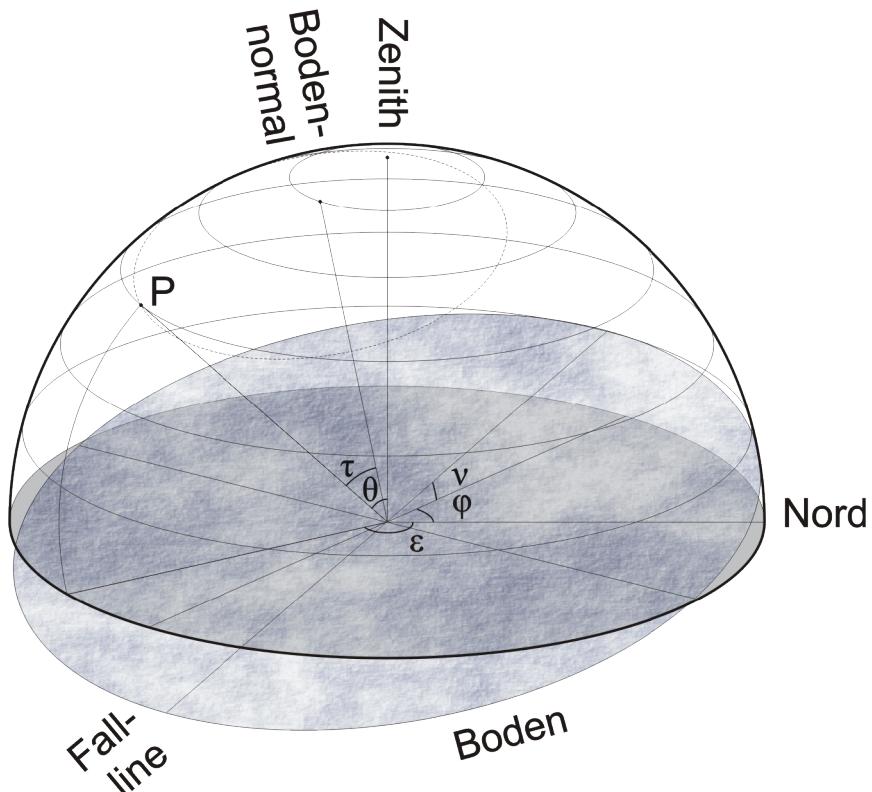


Abbildung 2: Geometrie der hemisphärischen Photographie in einem Hang. Der Punkt P zeigt eine beliebige Richtung über den Photoapparat (und über dem Boden). Die Winkel werden wie folgt gekennzeichnet:  $v$  = Hangneigung,  $\varphi$  = Exposition,  $\varepsilon$  = Azimut von P,  $\theta$  = Zenithwinkel von P,  $\gamma$  = Einfallsinkel von P

Durch die Gleichungen 3 und 4 wird jedes Pixel auf dem Bild einer Kombination von  $\theta$  und  $\gamma$  Winkel zugeordnet. Schwarze und weiße Pixel können demnach entsprechend als zwei-dimensionale Matrizen nach  $\theta$  und  $\gamma$  gezählt werden. Theoretisch wäre es möglich, eine Kontaktzahl  $K$  für jede Matrixzelle zu berechnen und danach ein gewichtetes Mittel über die  $\theta$ -Ringe zu berechnen. Die Doppelklassifizierung nach  $\theta$  und  $\gamma$  kann aber Sektoren mit

sehr wenigen Pixeln erzeugen. Dies erhöht die Wahrscheinlichkeit stark, dass einige dieser Sektoren vollständig schwarz sind, was die Berechnung der Transmission und der Kontaktzahl unmöglich macht. Dies ist eine ähnliche Einschränkung wie wir sie beim Aufteilen von Zenithringen in Azimutsektoren (WALTER & TORQUEIAU 2000; WALTER *et al.*, 2003) vorfinden.

Da die Grösse  $\ln T(\theta, \gamma)$  in Gleichung 3 oft unmöglich zu berechnen ist, suchten wir eine Möglichkeit um  $K(\theta)$  dafür, einen ganzen Ring zu erhalten, ohne die einzelnen  $\ln T(\theta, \gamma)$  Werte zu benötigen (Schleppi *et al.*, 2007). Bei einem ersten Ansatz kann das Problem umgedreht werden, in dem man die Transmission der ganzen Ringe als Funktion von  $K(\theta)$  rechnet:

$$T(\theta) = \frac{\sum_{\gamma} A(\theta, \gamma) e^{-K(\theta)/\cos \gamma}}{\sum_{\gamma} A(\theta, \gamma)} \quad (5)$$

$A(\theta, \gamma)$  ist der Raumwinkel der Überschneidung zwischen einem normalen ( $\gamma$ ) und einem Zenith ( $\theta$ ) Ring. Da wir für diese Aufsummierung innerhalb eines  $\theta$ -Ringes bleiben, kann der Effekt der Linsen-Geometrie (Gleichung 2) ignoriert werden und die Anzahl der Pixel gibt eine gute Schätzung von  $A(\theta, \gamma)$ .

Beginnend bei der Transmission eines ganzen Ringes  $T(\theta)$  ist es möglich, eine erste Schätzung von  $K'(\theta)$  zu machen, indem Gleichung 1 angewendet wird, um danach die erwartete Transmission  $T'(\theta)$  gemäss Gleichung 5 zu berechnen. Die Nicht-Linearität im Verhältnis zwischen Transmission und Kontaktzahl verursacht, dass  $T'(\theta) \neq T(\theta)$ . Das Verhältnis der Logarithmen wird benutzt, um eine bessere Schätzung zu berechnen:

$$K''(\theta) = K'(\theta) \frac{\ln T(\theta)}{\ln T'(\theta)} \quad (6)$$

Der nächste iterative Schritt besteht aus dem erneuten Gebrauch von  $K''$  in Gleichung 5 und vom entsprechenden  $T'$  in Gleichung 6. Dieses iterative Verfahren ermöglicht bereits nach wenigen Schläufen ein geschätztes  $K(\theta)$  zu erhalten, welches mit genügender Genauigkeit dem gemessenen  $T(\theta)$  entspricht.

Die beschriebene Methode korrigiert grundsätzlich die nicht-lineare Beziehung zwischen Transmission und Kontaktzahl innerhalb der Zenithringe. Diese Nicht-Linearität existiert aber auch in der Ebene. Ihr Effekt kann bei engen Ringen und generell bei den Innenringen unbeachtet bleiben (dort, wo  $1/\cos\theta$  wenig variiert). Bei den Außenringen nimmt jedoch der Effekt der Nicht-Linearität mit  $K(\theta)$  zu, was bei Nichtbeachtung zu beachtlichen Fehlschätzungen führen kann. Für einen Ring z.B. von 60 bis 75° wird ein BFI von 5 um 6% und ein BFI von 8 um 10% unterschätzt. Ein effektiver Weg um diese systematische Abweichung zu korrigieren, ist die  $\theta$ -Ringe in konzentrische aber engere  $\gamma$  Ringe aufzuteilen und den gleichen Algorithmus wie oben anzuwenden. Im Vergleich zu einer direkten Berechnung basierend auf engen Ringen, reduziert diese Methode die Wahrscheinlichkeit von undefinierten Transmissionen (Ringe ohne weiße Pixel).

Die hier beschriebene Methode wurde auf künstlichen Bildern von vordefiniertem BFI getestet und die so geschätzten Werte erwiesen sich als erwartungstreu, also ohne systematische Fehler (SCHLEPPI *et al.*, 2007).

## Material und Methoden

### Standort

Ein Kastanienwald bei Bedano (Kanton Tessin; 8,912°E; 46,417°N) wurde für einen Durchforstungs-Versuch ausgewählt. Er befindet sich auf der rechten Talseite Vedeggio-Tals auf einer Höhe von 550 m ü.M. und ist mit 34° Neigung gegen Osten exponiert. Das Gebiet gehört zu den insubrischen Alpen und besteht aus Gneis und Orthogneis. Die Böden sind mittel- bis flachgründig und werden als saurer Rohboden (dystric Regosol) oder humusreiche Braunerden (humic Cambisol) klassifiziert. Die durchschnittliche Temperatur beträgt 11,6°C und der jährliche Niederschlag 1550 mm, mit Mai, Juni und August als Monate mit den höchsten Werten. Auf diesem Standort beträgt der jährliche Holzzuwachs 8-10 m³/ha und die Bonität von Buche im Alter 50 erreicht 17-19 m.

### Vorgeschichte und Behandlung

Der Vorbestand war im 19. Jahrhundert wahrscheinlich eine Kastanienselve. Er wurde mehrmals kahl geschlagen, die letzte Male 1942-1945 und 1998 (Fonti & Giudici 2001). Nach dem Kahlschlag 1998 wurde die Ausschlagsfähigkeit erfasst (Giudici & Zingg 2005). 2005 erfolgte eine erste Messung von Durchmesser und Höhen, dann eine erste Durchforstung. Dabei werden drei Methoden verglichen: (A) "Einzelbaum-Durchforstung", bei der die Kandidaten (bis 100/ha) schon früh ausgewählt und von Konkurrenz freigestellt werden, sowohl innerhalb des Stockes wie gegenüber benachbarten Stöcken; (B) "Bestandes-Durchforstung" als negative Auslese mittlerer Intensität, die eine spätere Durchforstung mit positiver Auslese voraussetzt; (C) Kontrolle ohne Eingriff (Niederwald in natürlicher Entwicklung). Der Versuch wird in dreifacher Wiederholung auf 1000 bis 1300 m² grossen Parzellen durchgeführt.

### Hemisphärische Photographie

Der Blattflächen-Index jeder Parzelle wurde aus je neun hemisphärischen Photos ermittelt. Die Lage der neun Punkte wurde als Raster in den die Parzellen gemessen und dauerhaft markiert. Die Lage dieser Punkte ist unabhängig von derjenigen der Bäume. Eine erste Reihe von Photos wurde Anfang August 2005, vor der Durchforstung genommen. Weitere Reihen erfolgten in den folgenden Jahren, jeweils auch Ende Juli oder Anfangs August.

Eine Digitalkamera (Coolpix 4500, Nikon, Tokyo) mit einer Fischaugen-Linse (Nikon FC-E8) wurde mittels einer selbst-nivellierende Aufhängung (SLM2, Delta-T, Cambridge, UK) auf einem Stativ aufgesetzt. Der Kompass der Aufhängung wurde benutzt, um die Himmelsrichtung der Bilder zu bestimmen. Alle Bilder wurden mit verzögerter Auslösung gemacht, um Erschütterungen der Kamera zu vermeiden. Sie wurden als hochqualitative JPEG-Files gespeichert, die einer Auflösung von 2272 x 1704 und einem Durchmesser des Horizont-Kreises von 1540 Pixeln entspricht. Die Belichtung wurde manuell nach Messungen mit einem Spot-Meter (Asahi Pentax V, Asahi, Tokyo) durchgeführt. Dafür wurde das Himmelslicht durch Bestandeslücken nahe am Zenith gemessen, dann wurden die Bilder demgegenüber zwischen 1 und 2 Blende-Öffnungszeiten überbelichtet (d.h. mit einem Faktor von 2 bis 4). Diese Methode macht die Belichtung unabhängig vom Anteil sichtbaren Himmels und somit auch vom BFI. Sie wird angewendet, um den Empfindlichkeitsbereichs der Kamera zu optimieren, ohne eine Überbelichtung des Himmels in den Bestandeslücken zu erzeugen. Dies kommt unter dichten Kronen mit einer automatischen Belichtung vor (LEBLANC *et al.* 2005) und verursacht eine Unterschätzung vom BFI (ZHANG *et al.* 2005). Diese Überbelichtung entsteht wegen der Lichtsättigung von Pixeln, welche sich durch Elektronen-Sprünge auf die benachbarte Pixel ausbreitet, so dass die Bestandeslücken zu gross erscheinen (Nikon, Tokyo, persönliche Mitteilung; THIMONIER *et al.* 2009). Alle Bilder wurden mit dem Programm Hemisfer 1.4 (als Shareware erhältlich unter <http://www.wsl.ch/dienstleistungen/hemisfer>) analysiert. Fünf Zenithringe von 15° wurden dafür verwendet. Um den Kontrast zwischen Vegetation und Himmel zu verbessern, wurden die Analysen nur im Kanal der blauen Farbe durchgeführt. Die Grenzwerte wurden automatisch gemäss der Methode von NOBIS & HUNZIKER (2005) bestimmt. Der  $\gamma$ -Faktor dafür wurde gemäss der Empfindlichkeitskurve der Kamera auf 2.2 festgelegt. Ein Korrekturfaktor  $\Omega$  für Verklumpungen des Bestandes wurde im Weiteren durch das Programm gemäss der (an hemisphärischen Bildern angepassten) Methode von CHEN & CIHLAR (1995) berechnet. Diese Berechnung erlaubt es, die Lichttransmission in zwei Kategorien einzuteilen: (1) kleinere Lücken zwischen Blättern innerhalb der Kronen und (2) grössere Lücken zwischen den Kronen. Die Unterscheidung wird iterativ aufgrund der statistischen Verteilung der Lückengrössen vorgenommen.

### Ergebnisse

Vor dem Versuch betrug die Stammdichte 4100 bis 4900 ha<sup>-1</sup> und die Grundfläche 15 bis 20 m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup> (Tab. 1). Durch die Durchforstung wurde die Grundfläche um 45% bei der Variante A ("Einzelbaum") und um 40% bei der Variante B ("Bestand") verringert.

Tabelle 1: Stammzahl auf den Versuchsparzellen vor und nach der Durchforstung (2005)

Versuchsvariante	Stammzahl (ha <sup>-1</sup> )	Stammzahl (ha <sup>-1</sup> )
	vor Durchforstung	nach Durchforstung
A ("Einzelbaum")	4930	3060
B ("Bestand")	4640	2330
C ("Kontrolle")	4230	4230

Trotz des geringen Alters des Niederwaldes von nur 7 Jahren war der Bestand vor dem Eingriff 2005 weitgehend geschlossen. Die Lichttransmission betrug etwa 1% und war nur in den Kontroll-Parzellen etwas höher (2,6%) (Abb. 3), wo etwa die Hälfte davon (1,4%) auf grössere Lücken entfiel (Abb. 4). Es wurden Blattflächen-Indizes von 6,5 bis 6,9 gemessen (Abb. 5). Mit der Durchforstung nahm 2006 der Blattflächen-Index in der Variante A ("Einzelbaum") um 51% und in der Variante B ("Bestand") um 57% ab. Die Lücken betragen dann 8 bzw. 6% und die gesamte Transmission etwa 15%. Die Art der Durchforstung verursachte keinen signifikanten Unterschied auf den BFI oder auf die Summe der Lücken, aber die Variante A ("Einzelbaum") produzierte tendenziell grössere Lücken und mehr Unterschiede zwischen den Wiederholungen des Versuchs.

Schon zwei Jahre später war der Bestand wieder annähernd soweit geschlossen wie bei der Kontrolle, so dass die Transmission nur noch etwa 2% betrug. Der Blattflächen-Index hatte sich auf 6,5 bzw. 5,9 erholt, oder 92% bzw. 83% im Vergleich zur Kontrolle.

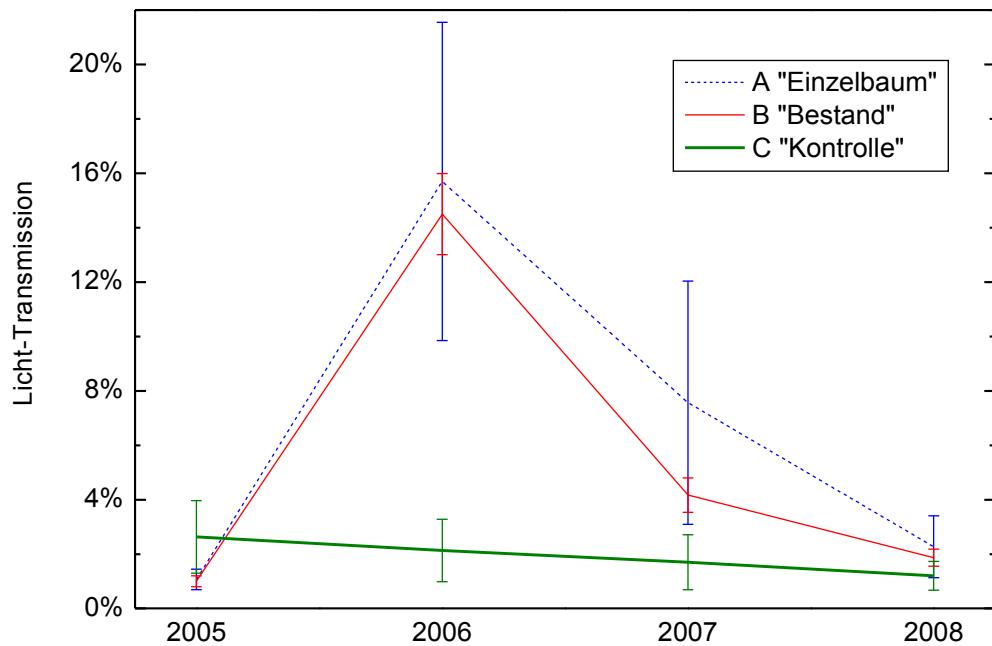


Abbildung 3: Gesamte Licht-Transmission (Zenith-Winkel 0 - 75°) nach Durchforstungsart und Jahr. Mittelwerte und mittlere Fehler.

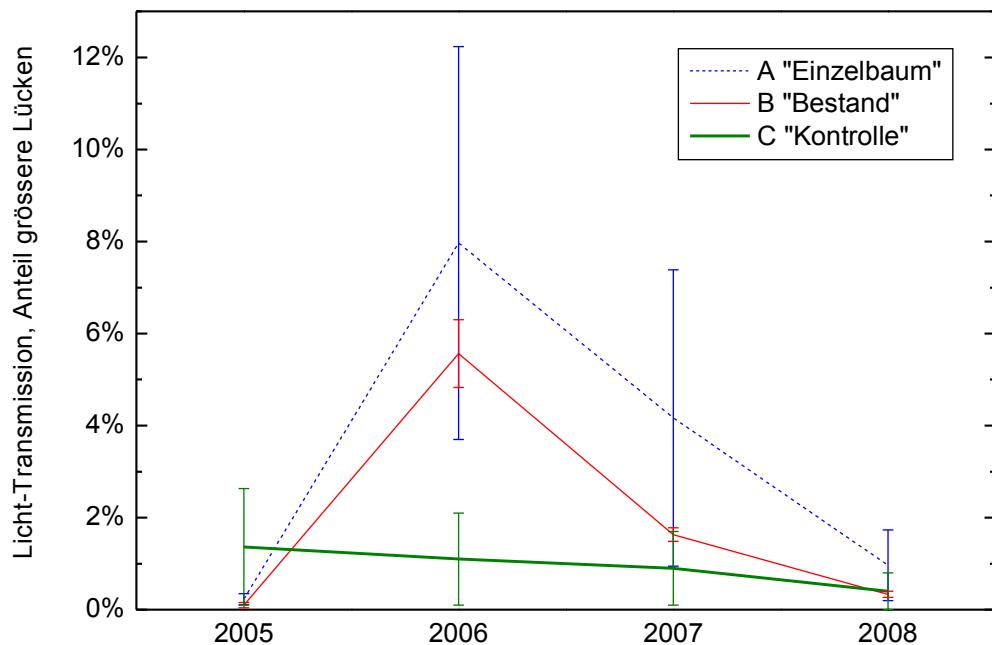


Abbildung 4: Licht-Transmission durch grössere Lücken (Zenith-Winkel 0 - 75°) nach Durchforstungsart und Jahr. Mittelwerte und mittlere Fehler.

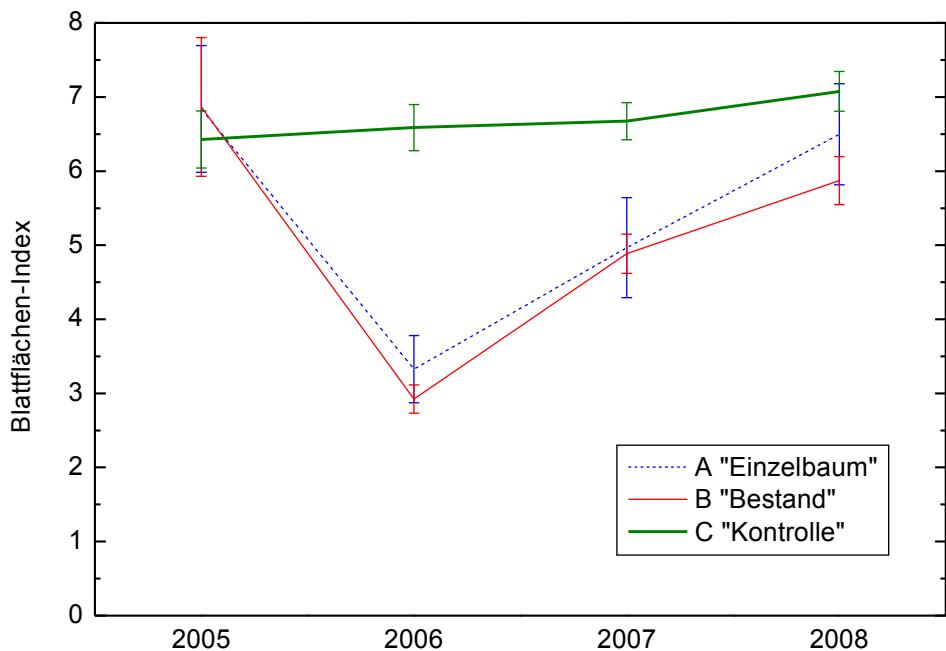


Abbildung 5: Blattflächen-Index nach Durchforstungsart und Jahr. Mittelwerte und mittlere Fehler.

## Diskussion

Methodisch hat unsere Studie gezeigt, dass die hemisphärische Photographie dafür geeignet ist, die Wirkung einer Durchforstung und die nachträgliche Erholung des Bestandes quantitativ zu dokumentieren und zu beurteilen. Diese Schlussfolgerung gilt auch für Hanglagen, wenn die Berechnung des Blattflächen-Indexes wie beschrieben angepasst wird.

In Kastanien-Niederwäldern in Frankreich fand RULLIER-BRÉVAL (1985), dass der BFI sich mit der Konkurrenz zwischen den Bäumen auf 5 bis 6 einpendelt. In Italien (CUTINI 2001) wurden in einem älteren Bestand (35 Jahre) ähnliche Werte gefunden, in einem 11-jährigen Bestand aber leicht höhere zwischen 6 und 7. Wir finden ähnliche Werte im 7-jährigen Niederwald von Bedano. Auch was die Licht-Transmission betrifft, sind unsere Befunde mit denjenigen von CUTINI (2001) vergleichbar. Der BFI des untersuchten Kastanien-Bestandes wurde bei der Durchforstung um gut die Hälfte reduziert, also eher etwas mehr als die Reduktion der Grundfläche. Dies lässt sich wahrscheinlich damit erklären, dass Unterschiede zwischen kräftigen und schwächeren Bäumen sich besonders im Stammwachstum ausdrücken, und weniger in der Blattfläche. Es werden also schmale aber durchaus gut belaubte Bäume entfernt. Wie aufgrund des Lambert-Beersches Gesetzes der Licht-Absorption zu erwarten war, wirkte die Halbierung der Blattfläche viel weniger als proportional auf die Absorption ( $= 1 - \text{Transmission}$ ). Die intensive Durchforstung eines dichten Bestandes verursacht deshalb nur einen begrenzten Verlust am Potential der Photosynthese. Dies gilt mindestens solange die ausgelesenen Bäume so verteilt sind, dass wenig grössere Lücken entstehen. Nur in dieser Hinsicht scheint in unserem Fall die Art der Durchforstung eine gewisse Rolle zu spielen, wo die Variante A ("Einzelbaum") tendenziell etwas weniger Licht nützen kann, obwohl die Abnahme der Blattfläche eher das Gegenteil vermuten lässt. Ansonsten waren beide Varianten sehr ähnlich. Sie entwickelten sich schnell weiter, und die Bestände waren drei Jahre nach dem Eingriff wieder praktisch geschlossen. Diese grosse Reaktionsfähigkeit der Kastanie wurde auch nach einer weniger intensiven Durchforstung von CUTINI (2001) beobachtet, wobei ein älterer Bestand doch 1-2 Jahre mehr brauchte als ein jüngerer, bis die Lücken sich wieder schlossen. Dank der schnellen Reaktion der jungen Bäumen sind die allgemeine Ziele der Durchforstung in unserem Versuch erreicht: weniger Bäume, aber nur ein kleiner und zeitlich begrenzter Verlust an Photosynthesepotential. Obwohl die Durchforstung intensiv war, konkurrenzieren sich die Bäume nach drei Jahren wieder beträchtlich. Es stellt sich deshalb die Frage, ob in der als definitiv vorgesehenen Variante A ("Einzelbaum") nicht doch bald ein weiterer Eingriff nötig sein wird, um den Kandidaten etwas mehr Raum zu schaffen. Dies soll aber unter Einbezug des Höhenwachstums relativ zur Konkurrenz entschieden werden, was sich nicht aus den hier dargestellten Methoden ableiten lässt. Ob die spezifischen Ziele für die Holzqualität der Kastanie auch erreichbar sind, wird sich erst durch den weiteren Verlauf der Untersuchungen in den nächsten 20 bis 30 Jahren klären lassen.

### Literaturverzeichnis

- BOURGEOIS, C.: Le châtaignier: un arbre, un bois. IDF, Paris, 367 S., 1992
- ANDERSON, M. C.: Radiation and crop structure. In: Šesták, Z., Catsky, J., Jarvis, P.G. (eds.), Plant photosynthetic production: manual of methods. Junk, Den Haag, S. 412-466, 1971
- BRÉDA, N. J. J.: Ground-based measurements of leaf area index: a review of methods, instruments and current controversies, Journal of Experimental Botany, 54, 2403-2417, 2003
- CHEN, J.M., CIHLAR, J.: Quantifying the effect of canopy architecture on optical measurements of leaf area index using two gap size analysis methods, IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 33, 777-787, 1995
- CUTINI, A.: New management options in chestnut coppices: an evaluation on ecological bases, Forest Ecology and Management, 141, 165-174, 2001
- DUURSMA, R.A., MARSHALL, J.D., ROBINSON, A.P.: Leaf area index inferred from solar beam transmission in mixed conifer forests on complex terrain, Agricultural and Forest Meteorology, 118, 221-236, 2003
- FONTI, P., GIUDICI, F.: Quantità e qualità della massa legnosa ottenibile da un ceduo di castagno invecchiato, Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen, 152, 417-424, 2001
- FONTI, P., GIUDICI, F., CONEDERA, M.: La cipollatura nel legno di castagno: un problema centrale per il rilancio della castanicoltura da legno di qualità, Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen, 153, 430-436, 2002
- GIUDICI, F., AMORINI, E., MANETTI, M.C., CHATZIPHILIPPIDIS, G., PIVIDORI, M., SEVRIN, E., ZINGG, A.: Sustainable management of sweet chestnut (*Castanea sativa* Mill.) coppice forests by means of the production of quality timber, Ecol. Mediter. 26, 8-14, 2000
- GIUDICI, F., ZINGG, A.: Sprouting ability and mortality of chestnut (*Castanea sativa* Mill.) after coppicing. A case study. Annals of Forest Science 62, 513-523, 2005
- KÖRNER, C., OHSAWA, M.: Mountain systems. In: Hassan, R., Scholes, R., Ash, N. (eds.), Ecosystems and human well-being: current state and trends, volume 1. Island press, Washington, S. 681-716, 2006
- LEBLANC, S. G., CHEN, J. M., FERNANDES, R., DEERING, D. W., CONLEY, A.: Methodology comparison for canopy structure parameters extraction from digital hemispherical photography in boreal forests, Agricultural and Forest Meteorology, 129, 187-207, 2005
- NILSON, T.: A theoretical analysis of the frequency of gaps in plant stands, Agricultural Meteorology, 8, 25-38, 1971
- NOBIS, M., HUNZIKER, U.: Automatic thresholding for hemispherical canopy-photographs based on edge detection, Agricultural and Forest Meteorology, 128, 243-250, 2005
- ROSS, J.: The radiation regime and architecture of plant stands. Junk, Den Haag, 391 S., 1981
- RULLIER-BRÉVAL B.: Croissance d'un taillis de châtaignier après coupe. Thèse de doctorat, Université Paris XI, 142 S., 1985
- RUNNING, S.W., COUGHLAN, J.C.: A general model of forest ecosystem processes for regional applications. 1. Hydrologic balance, canopy gas-exchange and primary production processes, Ecological Modelling, 42, 125-154, 1988
- THIMONIER, A., SEDIVY, I., SCHLEPPI, P.: A comparison of methods for estimating leaf area index in mature forest stands of Switzerland. European Journal of Forest Research, submitted, 2009
- WALTER, J.-M.N., FOURNIER, R.A., SOUDANI, K., MEYER, E.: Integrating clumping effects in forest canopy structure: an assessment through hemispherical photographs, Canadian Journal of Remote Sensing 29, 388-410, 2003
- WALTER, J.-M.N., TORQUEBAU, E.F., 2000. The computation of forest leaf area index on slope using fisheye sensors, Comptes Rendus de l'Académie des Sciences, Série III, Sciences de la Vie 323, 801-813.
- WEISS, M., BARET, F., SMITH, G.J., JONCKHEERE, I., COPPIN, P.: Review of methods for in situ leaf area index (LAI) determination. Part II. Estimation of LAI, errors and sampling, Agricultural and Forest Meteorology, 121, 37-53, 2004
- ZHANG, Y., CHEN, J.M., MILLER, J.R.: Determining digital hemispherical photograph exposure for leaf area index estimation, Agricultural and Forest Meteorology, 133, 166-181, 2005

## Nussbäume zur Holzproduktion

*Andreas Ehring und Oswald Keller  
FVA Freiburg / Abt. Waldwachstum*

### Zusammenfassung

Die Möglichkeit der Produktion von hochwertigem Nussbaumholz im Wald und in der Feldflur wird dargestellt. Einschränkende Faktoren sind der Standort und die begrenzte Anzahl von Pflanzen bzw. Saatgut geeigneter Herkünfte. Für die Wertholzproduktion erscheinen Walnuss (*Juglans regia*), Schwarznuss (*Juglans nigra*) und Hybriden besonders interessant, da sie bei guten Wuchsleistungen qualitativ hochwertiges Holz erwarten lassen. Anhand langfristiger Versuchsflächen der FVA Freiburg und der ETH Zürich, werden aktuelle Empfehlungen zur Herkunftswahl, Bestandesbegründung, Kultursicherung, Z-Baumauswahl, Freistellung, Ästung und Ästungszeitpunkt gegeben. Bei der Walnuss werden besonders geeignete Herkünfte aus ihrem Ursprungsgebiet empfohlen. Bewährte Schwarznussbestände in den Rhein- und Donauauen liefern ausreichend Saatgut. Bei den Hybriden sind drei Handelssorten der Intermedia-Hybride (*Juglans nigra x Juglans regia*) und eine Handelssorte der Garavel-Hybride (*Juglans major x Juglans regia*) im Handel. Empfohlen wird die Pflanzung in weiten Reihenverbänden (Reihenabstand 5 – 14m) mit Pflanzenzahlen von 100 (Hybriden) bis max. 1000 pro ha. Bei jährlicher Kultursicherung, frühzeitiger Freistellung und Ästung ist es möglich nach ca. 50 Jahren Wertholz zu ernten. Aufgrund der Höhenentwicklung und der daraus abgeleiteten Konkurrenzkraft können Hybriden und Schwarznuss in Mischbestände mit anderen Laubbäumen integriert werden. Die Walnuss ist im Höhenwachstum den Konkurrenzbaumarten unterlegen und hat eine geringere Konkurrenzkraft als Schwarznuss und Hybriden. Sie eignet sich besonders zur Aufforstung landwirtschaftlicher Flächen, in der Feldflur und am Waldrand.

### Abstract

This article presents the possibility of producing valuable timber from nut trees in forest stands and fields. Limiting factors to the valuable timber production of nut trees are the site conditions, and the limited quantity of plants and seeds from appropriate provenances. For valuable timber production, walnut (*Juglans regia*), black nut (*Juglans nigra*), and hybrids are of particular interest, because they grow rapidly and produce high-quality wood. Based on the findings from the long-term research plots of the Forestry Research Institute in Freiburg and the ETH-Zürich, the current recommendations for the planting density, plantation tending, final crop tree selection, the timing of release and pruning, and the choice of origin are given. Specifically it is recommended to use walnut seeds from their native provenances. Experimental black nut stands on the Rhine and Danube floodplains yield ample seed crops. Of the hybrids, there are three commercial varieties of the Intermedia-hybrids (*Juglans nigra x Juglans regia*) and one commercial variety of the Garavel-hybrid (*Juglans major x Juglans regia*). Recommended is the planting of nut trees in wide rows (5-14 m spacing) with planting density from 100 (hybrids) to max. 1000 per ha. With yearly plantation tending, early release and pruning, it is possible to harvest valuable timber after about 50 years. Due to their rapid development and vigorous competition, hybrids and black nut can be integrated in mixed stands with other tree species. The dominant trees in forest stands keep walnut from reaching the upperstory. However walnut trees should not be admixed to other tree species due to their less vigorous competition. On the other hand they are well adapted for plantation in open spaces, e.g. reforested agricultural fields, meadows, and forest edges.

### Anbaumöglichkeiten

Nussbaumhölzer erfreuen sich einer stetigen Nachfrage bei hohen Erlösen. Die Anbaumöglichkeiten im Wald sind beschränkt, können aber deutlich ausgebaut werden. Eine Aussage über das insgesamt mögliche Standortspektrum (Klima und Boden) der hier vorgestellten Nussbaumarten ist aufgrund fehlender Erfahrung nicht möglich. Traditionell werden Nussbäume in Weinaugebieten und deren Randbereichen angebaut. Auf tiefgründigen gut durchlüfteten, frischen und nährstoffreichen Böden mit pH-Werten zwischen (5) 6 und 8 zeigen die Nussbäume gute Wuchsleistungen (Mettendorf, Franke und Widmaier 1996, Schaarschmidt 1999, Rink 1992). Die Schwarznuss beansprucht beste Auewaldstandorte, gedeiht aber auch auf tiefgründigen, gut durchlüfteten Lehmböden, sie toleriert kurzfristige Überflutungen. Nach Rink (1992) muss die Durchwurzelungstiefe mehr als 0,8m betragen. Für Walnuss und Hybriden werden generell sehr gute und gute, allenfalls mittlere Standorte empfohlen. Becquey (1991) sieht für die französischen Verhältnisse, die Hybriden im Vergleich zur Walnuss als weniger anspruchsvoll bezüglich des Standorts.

Alle vorgestellten Nussbaumarten sind durch Spätfrost gefährdet, dies kann zu ungünstigen Wuchsformen führen, deshalb sollten ausgesprochene Spätfrostlagen gemieden werden. Wegen der Gefahr des Hallimaschbefalls wird in Frankreich empfohlen die Walnuss nicht auf Waldböden anzubauen (Becquey 1991). Die Gefährdung durch Hallimaschbefall ist bei den Hybriden geringer als bei der Walnuss, bei der Schwarznuss ist die Hallimaschgefährdung insgesamt als gering einzustufen.

### Herkunftswahl

Die Wahl geeigneter Herkünfte entscheidet über den Erfolg des Anbaus! Für den forstlichen Anbau sind Walnuss, Schwarznuss und Hybriden besonders interessant, da sie bei guten Wuchsleistungen qualitativ hochwertiges Holz erwarten lassen (Becquey 1991, Sauter, Feldmann und Mahler 1994).

### Walnuss (*Juglans regia*):

Das natürliche Verbreitungsgebiet der Walnuss liegt in Südwest- und Mittelasien, im östlichen Mittelmeergebiet und auf der Balkanhalbinsel.

Die Züchtung und Selektion der Walnuss zielte überwiegend auf die Fruchtproduktion, die Holzproduktion war zweitrangig. Verschiedene forstliche Anbauversuche mit „heimischen“ Walnusssorten zeigten bestenfalls befriedigende Resultate (Fischer 1953, Müller 1997). An der Professur für Waldbau der ETH Zürich unter Leitung von Prof. Schütz wurde die Arbeitshypothese aufgestellt, dass die Walnuss in ihrem Ursprungsgebiet noch als Waldbaum vorkommt und entsprechend günstigere Eigenschaften für die Produktion von Wertholz aufweisen sollte als unsere Kulturformen (Rotach 1994). In Obfelden im Kanton Zürich wurde 1984 ein Versuch mit verschiedenen Walnuss-Provenienzen aus dem ursprünglichen Verbreitungsgebiet (hier Himalayagebiet in Indien und Pakistan) angelegt. Diese Walnussprovenienzen zeigen beeindruckende Qualitäten, insbesondere in Bezug auf die Wipfelschäftigkeit (Abbildung 1). Lüthy (2005) ermittelte im Alter 22 bei mittleren Oberhöhen von 17m und mittleren Durchmessern der jeweils 100 stärksten Walnussbäume pro ha von 22cm bei der Herkunft Dachigam (Kaschmir, Indien) 41% und bei der Herkunft Manshi (Pakistan) 38% der Walnussbäume mit sehr guter Stammqualität. In Zusammenarbeit mit der ETH Zürich wurde an der FVA Freiburg, Arbeitsbereich Forstpflanzenzüchtung eine Samenplantage mit Plusbäumen aus diesem Versuch angelegt. Wir hoffen, dass bis in 5 Jahren die ersten Nüsse geerntet werden können.



Abbildung 1: 25-jährige Walnuss, Herkunft Lolab-Tal (Indien), Versuchsfläche der ETH Zürich



Abbildung 2: Ungefähr 100-jährige Schwarznuss, Forstamt Lampertheim (Südhessen)

Im Rahmen des internationalen Nussbaumprovenienz- und Sortenversuchs von 1995 zeigt die französische Herkunft Lozeronne eine gute Wipfelschäftigkeit und gute Wuchsleistung (Mettendorf 1999). Die ungarischen Herkünfte A117 und T2 scheinen Erfolg versprechend (Bernyi et al 1991). Beim Vergleichsanbau von Ertragssorten aus dem deutschen Nusssortiment und Absaaten von bewährten Einzelbäumen empfiehlt Müller (1997) die Absaaten der Sorten Nr. 120 (Güls/Mosel), Nr. 26 (Geisenheim/Rüdesheim) und Nr. 139 (Weinheim/Bergstraße) für weitere Anbauversuche.

### Schwarznuss (*Juglans nigra*):

Die Schwarznuss hat ihr natürliches Verbreitungsgebiet im Osten Nordamerikas. Dort hat sie ein großes Verbreitungsgebiet und ein vor allem klimatisch gesehen weites Standortsspektrum (Rink 1992). Aus der Zeit um 1900 stammen erste forstliche Versuchsanbauten in den Rhein- und Donauauenwäldern. Dort stehen beeindruckende

Schwarznußbestände mit hervorragenden Qualitäten. Wir empfehlen das meist reichlich vorhandene Saatgut von bewährten Beständen zu ernten (z. B. Breisach, Philippsburg, Straßburg, Colmar, Lampertheim Abbildung 2).

#### Hybridnuss:

Unter diesem Begriff sind verschiedene Kreuzungen innerhalb der Gattung der Juglandaceae (Walnussgewächse) zusammengefasst. Sie sind forstlich interessant, da sie häufig bessere Wuchsleistungen zeigen als ihre Eltern. Drei Handelssorten der Intermedia-Hybride (*Juglans nigra* x *Juglans regia*) (RENI, NG23, NG38) und eine Handelssorte der Garavel-Hybride (*Juglans major* x *Juglans regia*) (MJ209) stehen in begrenztem Umfang im Handel zur Verfügung (Ehring 2005).

#### Konkurrenzkraft der Nussbaumarten

Nussanbauten im Wald stehen in Konkurrenz zu anderen Laubbäumen. Entscheidend für ihre Konkurrenzkraft ist das jeweilige Höhenwachstum.

Die Walnuss kann als Lichtbaumart zweiter Ordnung mit anderen Laubbäumen in der Jugend zwar im Höhenwachstum mithalten, bleibt jedoch im Durchmesserwachstum zurück. Deshalb muss sie im Waldbestand als Mischbaumart laufend "herausgepflegt", d.h. begünstigt bzw. in Reinbeständen angebaut werden (Ehring und Keller 2006).

Die Schwarznuß und die Hybriden zeigen ein vergleichbares, teilweise sogar besseres Höhenwachstum als die einheimischen Laubhölzer (Abb.3), deshalb können sie auch als Mischbaumarten problemlos integriert werden.

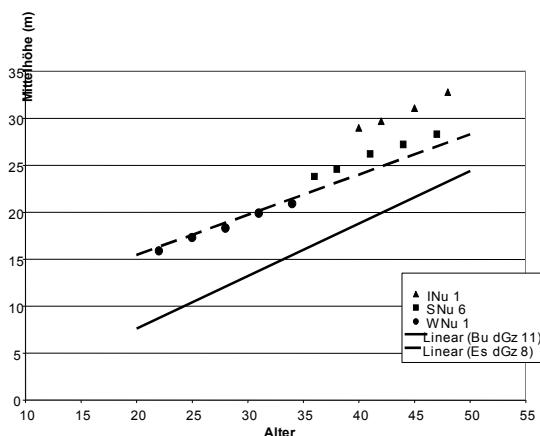


Abbildung 3: Höhenwachstumskurven von Buche (dGZ 11) und Esche (dGZ 8) auf Spitzensstandorten im Vergleich mit bestandesspezifischen Höhenentwicklungen von Intermedia- (INu 1), Schwarz- (SNu 6) und Walnuss-Beständen (WNu 1) am Kaiserstuhl (Versuchsflächen der FVA)

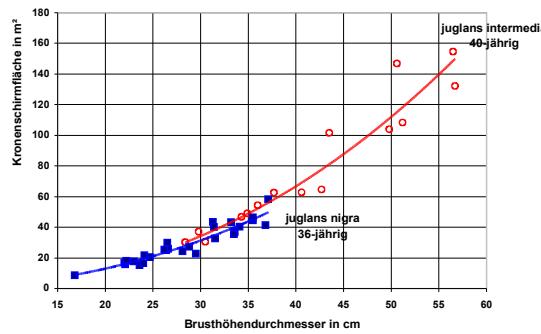


Abbildung 4: Beziehung zwischen Kronenschirmfläche und Brusthöhendurchmesser eines unter starker Buchenkonkurrenz erwachsenen Schwarznuß-Bestandes im Alter 36 und eines vorwüchsigen Intermedianuss-Bestandes im Alter 40 (Versuchsflächen der FVA)

#### Bestandesbegründung

Empfohlen wird die Pflanzung von einjährigen, 40 – 60 oder 60 – 80 cm großen Sämlingen. Das Pflanzverfahren muss sich nach der Wurzelgröße der Nussbäume (50 cm!) richten! Möglich ist die Pflanzung mit Spaten, Pflanzlochbohrer oder Kleinbagger. Nur überlange Seitenwurzeln und beschädigte Wurzelteile werden mit einer scharfen Schere beschnitten.

Nusskulturen sind keine klassischen Forstkulturen! Sie zeichnen sich dadurch aus, dass wenige, genetisch gesicherte, Pflanzen ausgebracht, geschützt, gepflegt und gefördert werden. Um Kultur- und Pflegekosten zu reduzieren empfehlen wir weite Reihenverbände mit Abständen von 5 – 14 m zwischen den Reihen. Die Hybriden erwachsen relativ homogen, die Pflanzen sind teuer (3 – 7€) und stehen nur in begrenztem Umfang zur Verfügung, deshalb werden Pflanzenzahlen von 100 bis 250 pro ha empfohlen. Dies entspricht beispielsweise Pflanzverbänden von 14x7m bis 10x4m. Walnuss und Schwarznuß erwachsen nicht so homogen wie die Hybriden, deshalb werden Pflanzenzahlen von 250 bis max. 1000 pro ha empfohlen, dies entspricht beispielsweise Pflanzverbänden von 10x4m bis 5x2m. Bei der Erstaufforstung von landwirtschaftlichen Flächen sollten "Treibhölzer", wie z. B. Weiden (Steckhölzer), Erlen, Linden, Hainbuchen, mitgepflanzt werden.

#### Kultursicherung

Alle Nussbäume sind sehr empfindlich gegen dichten Grasfilz, sie verhocken und kommen nicht richtig ins Ziehen. Eine Baumscheibe von gut 1 m Durchmesser sollte deshalb von dichtem Graswuchs freigehalten werden (z.B.

durch Hacken, Mulchen, Fräsen oder Herbizide). Nussbäume werden nicht verbissen, aber gefegt, deshalb muss ein Feigeschutz angebracht werden. Die Erfahrungen mit Wuchshüllen sind sehr unterschiedlich, vermutlich wegen der teilweise mangelnden Belüftung. Aus diesem Grund scheinen sich Netzhüllen besser zu eignen. Bei Verletzungen der Terminalknospe (z. B. Frost, Dürre) tritt häufig Zwieselbildung auf. Die Zwiesel werden im Frühsommer mit einer scharfen Schere geschnitten. Die Nussbäume reagieren als ausgesprochene Lichtbaumart sehr empfindlich auf Seitendruck und zeigen dann ungünstige Wuchsformen und Schiefstand, deshalb sollten entlang der Pflanzreihen Gassenschnitte geführt werden.

### Z-Baumauswahl und Freistellung

Bei ca. 8 m Oberhöhe können 100–120 Z-Baumanwärter pro ha ausgewählt, freigestellt und geästet werden. Die endgültige Auswahl der Z-Bäume (60 – 80 pro ha), deren abschließende Wertästung und der sukzessive Auszug aller Konkurrenten erfolgt schließlich ab einer Oberhöhe von ca. 13 m (Walnuss), bzw. 16 – 18 m (Schwarz- und Hybridnuss). Der enge Zusammenhang zwischen Kronenschirmfläche und Brusthöhendurchmesser ist in Abb. 4 ersichtlich. Der Schwarznussbestand (SNu 6) erwuchs bis zum Alter 36 unter dem Einfluss starker Buchenkonkurrenz, die Förderung des Kronenausbau wurde vernachlässigt und dadurch das Dickenwachstum gebremst. Im Gegensatz hierzu wuchsen die stärksten Bäume des Intermedianussbestandes (INu 1) weitgehend ohne stärkeren Konkurrenzeneinfluss auf und erreichten im Alter 40 bereits den Bereich des Zieldurchmessers. Aufgrund dieser Zusammenhänge lässt sich die Anzahl der möglichen Z-Bäume bei einem definierten Zieldurchmesser ableiten. So sind in dem vorwüchsigen Intermedianussbestand für Brusthöhendurchmesser von 55 cm durchschnittliche Kronenschirmflächen von 140 m<sup>2</sup> ermittelt worden. Dies entspricht bei einem Zieldurchmesser von 55 cm einer maximal möglichen Anzahl von 71 Z-Bäumen pro ha.

### Ästung

Weite Verbände und/oder starke Freistellung verhindern das rechtzeitige Absterben der Äste im unteren Schaftbereich. Um eine ausreichende astfreie Schaftlänge zu erreichen, muss eine Grünästung durchgeführt werden. Eine natürliche Astreinigung durch Dichtstand geht stark zulasten des Durchmesserzuwachses und ist deshalb nicht zu empfehlen (Ehring und Keller 2006).

Die teilweise auftretende Wasserreiserbildung und Saftfluss („Bluten“) führten in der Forstpraxis zur Frage des richtigen Ästungszeitpunktes. Zur Klärung dieses Aspektes wurde eine Ästungsversuchsfläche eingerichtet, auf der Walnussbäume jeweils zur Mitte der Monate Februar, Juni, August und November geästet wurden. Die ausführlichen Ergebnisse bezüglich des Einflusses des Ästungszeitpunktes auf Überwallung, Holzverfärbung und Pilzinfektion (Metzler und Ehring 2006) und die Ergebnisse zur Wasserreiserbildung und jährlichem Radialzuwachs (Ehring und Metzler 2005) wurden veröffentlicht.

Ästung mit Leitertechnik und scharfer Säge

Maximale Aststärke 4 cm o.R.

Schnitt auf Astring

Vermeidung von Rindeneinrisse

50% grüne Krone erhalten



Tabelle 1: Ästungsregeln

Abbildung 5: „Bluten“ bei WNu nach Ästung im Februar

Unter Einhaltung der aufgestellten Ästungsregeln (Tab. 1) ist eine Grünästung problemlos möglich. Ein optimaler Ästungszeitpunkt kann aus diesen Untersuchungen nicht abgeleitet werden. Zusammenfassend wird bei den Nussbäumen eine Frühsommer-/ Sommerästung oder Spätwinterästung empfohlen. Zu beachten ist, dass die Bäume bei der Frühsommer-/ Sommerästung in vollem Saft stehen und deshalb die Gefahr für Verletzungen und Rindeneinrisse sehr hoch ist. Eine Ästung im Spätwinter kann je nach Witterungsverlauf zum sogenannten "Bluten" der Nussbäume führen (Abb. 5), die Bäume erleiden dadurch aber keinen Schaden.

Die Ästungsintervalle richten sich nach den Aststärken (max. 4 cm). Um zu große Astdurchmesser zu vermeiden, sollten stärkere Äste aus dem verbleibenden Kronenbereich entnommen werden (dynamische Ästung, Abb. 6 und 7). Bei starkwüchsigen Bäumen sind jährliche Ästungsdurchgänge notwendig. Empfohlen wird bei Walnuss eine Ästung auf 5 – 6 m, bei Schwarz- und Hybridnuss auf 6 – 10 m Höhe. Nach der Ästung sollten ca. 50 % der Baumhöhe als grüne Krone verbleiben.



Abbildung 6: „Vorher“: 12-jährige Intermedianuss, Handelssorte RENI, BHD 14 cm, Höhe 10,5 m.



Abbildung 7: „Nachher“: Bei der dynamischen Ästung wurden die stärksten Äste entnommen.

## Literatur

- BECQUEY J. (1991): Aktivitäten zur Förderung des Walnussanbaus als Holzproduzent in Frankreich. AFZ 12, S. 614-616.
- BERNYI G.; CSURKA E.; SRVRI J.; SZODFRIDT I. (1991): Erfahrungen über den forstlichen Walnußanbau in Ungarn. AFZ 12, S. 619-621.
- EHRING A. (2005): Nussanbau zur Holzproduktion. FVA-Merkblatt Nr. 52, 12 S.
- EHRING A., METZLER B. (2005): Wann soll die Walnuss geästet werden? FVA-einblick Nr. 2, S. 4-5.
- EHRING A., KELLER O. (2006): Wertholzproduktion mit Nussbäumen. AFZ-DerWald 19, S. 1034-1037.
- FISCHER F. (1953): Die Nachzucht des Nussbaumes als Waldbaum. Mitteilungen der Eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen 29 (1), S. 267-292.
- LÜTHY H. (2005): Nachzucht und Anbau des Nussbaums als Waldbaum. Wald und Holz 6, S. 49-53.
- METTENDORF, B. (1999): Exkursion „Walnuss-Anbau zur Holzproduktion“ in Südwestfrankreich / Charente-Dordogne vom 12. – 15. Oktober 1999. Unveröffentlichter Exkursionsbericht an das MLR BW.
- METTENDORF B., FRANKE A., WIDMAIER T. (1996): Der Anbau der Walnuß zur Holzproduktion. FVA-Merkblatt Nr. 47, 16 S.
- METZLER B., EHRING A. (2006): Überwallung, Holzverfärbung und Pilzinfektionen nach Grünästung der Walnuss (*Juglans regia*) zu verschiedenen Jahreszeiten. Jahrbuch der Baumpflege 2006, Thalacker Verlag Braunschweig, S.219-225.
- MÜLLER S. (1997): Untersuchungen zur Variabilität von Nachkommenschaften der Walnuß (*Juglans regia L.*) im Rahmen einer Erbwertprüfung. Unveröffentlichte Diplomarbeit Albert-Ludwigs-Universität Freiburg.
- RINK, G. (1992): Anbau der Schwarznuß in Nordamerika. AFZ 2, S. 95-96.
- ROTACH, P. (1994): Walnuss-Provenienzversuch der Professur für Waldbau der ETH Zürich. Unveröffentlichter Exkursionsführer zur Jahrestagung der IG-Nuss vom 12. – 15. Mai 1994.
- SAUTER, U.; FELDMANN C.; MAHLER G. (1994): Holzeigenschaften einer Schwarznusshybride. AFZ 19, S. 1072-1076.
- SCHAARSCHMIDT, H. (1999): Die Walnussgewächse. DIE NEUE BREHM-BÜCHEREI, Bd. 591, 170S.

## Produktivitätsvergleich zwischen Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche entlang eines ökologischen Gradienten

*Hans Pretzsch*

*Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität München  
Am Hochanger 13, D-85354 Freising-Weihenstephan*

### **1 Einleitung**

Die Frage, ob Mischbestände mehr Zuwachs leisten als Reinbestände, wurde schon von den Gründervätern der Forstwissenschaft unterschiedlich beantwortet. So wurde sie von HARTIG (1791, S. 134) verneint und VON COTTA (1828, S. 115) bejaht. Die zahlreichen bis in die Gegenwart reichenden Leistungsvergleiche auf Bestandesebene erbrachten selbst für die im deutschsprachigen Raum am gründlichsten untersuchte Mischung aus Fichte und Buche bisher kein klares Bild (ASSMANN 1961; BURGER 1941; KENNEL 1965; METTIN 1985; PETRI 1966; WIEDEMANN 1942). Neuere Untersuchungen setzen auf Biogruppen- oder Baumebene an und enthüllen das baumartenspezifische Konkurrenzverhalten in Mischung (KELTY und CAMERON 1995; ROTHE 1997; PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009). Allerdings konnten auch solche Feinanalysen bisher noch keine verallgemeinerbaren Aussagen, Gesetzmäßigkeiten oder gar theoretische Grundlagen über die flächenbezogene Produktivität von Mischbeständen im Vergleich zu Reinbeständen erbringen (SCHERER-LORENZEN et al. 2005). Die Gründe für das noch immer mangelhafte Wissen über Mischungseffekte und deren Abhängigkeit von Standortbedingungen liegen u. a. in der uneinheitlichen Fragestellung bisheriger Untersuchungen. So stehen z. B. bei PETRI (1966) Strukturunterschiede zwischen Rein- und Mischbestand, bei KENNEL (1965) Zuwachsunterschiede und bei VON LÜPKE und SPELLMANN (1997) und SPELLMANN (1996) Stabilitätsunterschiede zwischen Rein- und Mischbestand im Mittelpunkt. Weiter basieren bisherige Berichterstattungen auf einer uneinheitlichen Auswertungsmethodik; beispielsweise basieren Angaben zu Mischungsreaktionen teils auf Vergleichen mit benachbarten Reinbeständen (KENNEL 1965), teils auf Vergleichen mit Ertragstafeln (WIEDEMANN 1942, 1951). Aber auch wenn dieselbe Referenz verwendet wurde, gründen Vergleiche manchmal auf Volumenzuwachsen (WIEDEMANN 1942; ROTHE 1997), manchmal auf Biomassenzuwachsen (KENNEL 1965; PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009). Schließlich erschwert die zersplittete Datenbasis, insbesondere die Ansiedlung der ohnehin nur wenigen bestehenden Versuchsflächen in unterschiedlichen Ländern und Bundesländern, an unterschiedlichen Versuchsanstalten und Instituten, eine Auswertung über Institutionen und Standortbedingungen hinweg.

Die heterogenen Ergebnisse bisheriger Mischbestandsuntersuchungen wurden mehrfach zusammengefasst (KELTY 1992; OLSTHOORN et al. 1999; PRETZSCH 2005) und werden hier nicht wiederholt. Vorliegender Beitrag will auch nicht eine weitere Einzelauswertung an die vorliegenden Befunde anreihen. Vielmehr wird am Beispiel der praxisrelevanten Mischung aus Fichte und Buche versucht, die bisherigen Mosaiksteine zu einem Gesamtbild über Mischungseffekte zusammenzufügen. Mit den publizierten Ergebnissen anderer Autoren, den Fichten-Buchen-Mischbestandsversuchen in Bayern und den dankenswerterweise von den Versuchsanstalten in Göttingen/Niedersachsen, Trippstadt/Rheinland-Pfalz, Freiburg/Baden-Württemberg und Birmensdorf/Schweiz beigesteuerten Versuchen wurde ein breites Datenmaterial zusammengeführt und nach einheitlichem Schema mit Blick auf die folgenden Fragen ausgewertet:

- (1) In welcher Größenordnung liegen Mehr- oder Minderzuwächse der Mischbestände gegenüber den benachbarten Reinbeständen?
- (2) Hängen Mehr- oder Minderzuwächse von den Standortbedingungen und dem Mischungsverhältnis zwischen Fichte und Buche ab?
- (3) Wie unterscheiden sich Rein- und Mischbestände in den Mittelstammdimensionen, dem Vorrat an Derbholzvolumen und der oberirdischen Biomasse pro Hektar?

Durch die übergreifende Auswertung lassen sich bisher einzeln beobachtete und häufig widersprüchlich erscheinende Befunde zur Produktivitätsrelation von Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche in ein Kontinuum von warm-trockene bis kühle-feuchte sowie gut bis schlecht nährstoffversorgte Standorte einordnen und verstehen. Erste gesetzmäßige Zusammenhänge zwischen Standort und Mischungsreaktionen werden erkennbar.

## 2 Material und Methoden

### 2.1 Material

Vorliegende Untersuchung zu Fichten-Buchen-Mischbeständen deckt mit langfristigen Versuchen in der Schweiz, in Deutschland und Polen ein breites Spektrum an Standorten ab (Versuchsflächen von Süden nach Norden: Murten, Galmwald, Schongau, Denklingen, Freising, Ehingen, Geislingen, Zwiesel, Morbach, Mitterteich, Daun, Dillenburg, Zobten, Uslar, Kupferhütte, Wieda, Neuenheerse, Knobben, Oderhaus und Westerhof). Das Untersuchungsgebiet erstreckt sich über circa 600 km von Süden nach Norden ( $46^{\circ}$ – $51^{\circ}$  N) und 700 km von Westen nach Osten ( $7^{\circ}$ – $16^{\circ}$  O). Die Höhenlagen reichen von 150 – 800 m über NN, die Jahresmitteltemperaturen von  $5,5$  –  $8,5$  °C und die Jahressniederschläge von 700 – 1.270 mm. Vergleichsweise wärmere und trockenere Buchenstandorte im Hunsrück und Teutoburger Wald werden ebenso abgedeckt wie kühle und frische Fichtenstandorte im Harz und Bayerischem Wald. Beste Wuchsbedingungen für beide Baumarten finden sich auf nährstoffreichen Böden im niederschlagsreichen bayerischen Voralpenraum.

In die Untersuchung wurden bis auf wenige Ausnahmen nur solche Versuchsanlagen einbezogen, die auf gleichem Standort eine Parzelle mit reiner Fichte, eine mit reiner Buche und mindestens einer Mischbestandsparzelle aus Fichte und Buche abdecken. Insgesamt liegen der Analyse 24 Versuche zugrunde, 52 Triplettanlagen bestehend aus Fichte, Buche und Fichte/Buche. Der Datensatz gründet auf 207 Aufnahmepériodes. Die älteste Aufnahme reicht bis in das Jahr 1895 zurück, die jüngste Aufnahme erfolgte im Jahr 2009. Die Mischungsanteile (hergeleitet aus den Anteilen der Baumarten an der oberirdischen Biomasse, vgl. Abschnitt 2.2 Methoden) zwischen Fichte und Buche umfassen auf den Mischbestandsparzellen Mischungsverhältnisse von  $m_{F_i}:m_{B_u}=0,05:0,95$ ; besonders häufig vertreten sind aber Verhältnisse von etwa 0,5:0,5.

Abbildung 1 gibt einen Überblick über das Leistungsspektrum der einbezogenen Versuche. Die Oberhöhe im Alter 100 (Abb. 1a) liegt bei den Fichten-Reinbeständen zwischen  $h_o = 19,7$  –  $52,1$  m (Mittelwert  $h_o = 35,1$  m) und bei den Buchen-Reinbeständen bei  $h_o = 18,8$  –  $45,1$  m (Mittelwert  $h_o = 29,9$  m). Die Werte für den periodischen Volumenzuwachs betragen  $ZV_{F_i} = 4,8$  –  $36,5 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  bei Fichte (Mittelwert  $14,7 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ) und  $ZV_{B_u} = 4,3$  –  $29,9 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  bei Buche (Mittelwert  $10,5 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ). Die Leistungsrelation des Volumenzuwachses von Fichte:Buche liegt im Wesentlichen zwischen 0,5:1,0 und 4:1 und geht damit weit über die von ASSMANN (1961, S. 351-353) beschriebene Leistungsrelation zwischen diesen Arten hinaus. Insbesondere werden auch solche Standorte (z. B. Schwäbische Alb, Mitterteicher Basaltgebiet) abgedeckt, auf denen die Buche der Fichte im Zuwachs deutlich überlegen ist.

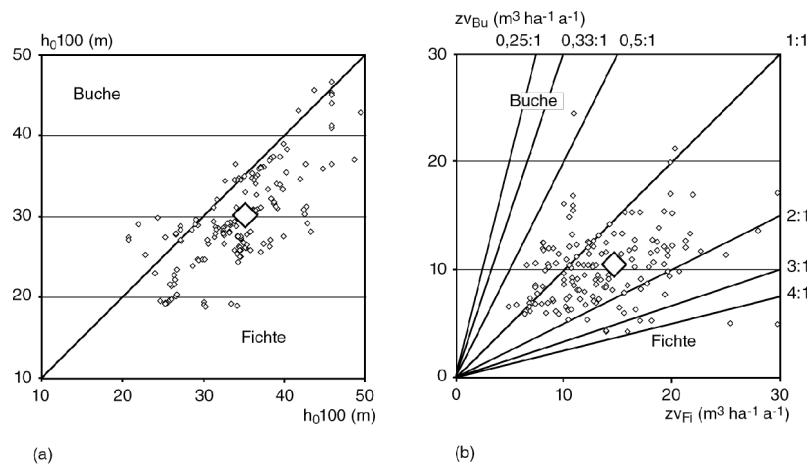


Abb. 1: Charakteristika der Reinbestände aus Fichte und Buche, die bei der Analyse von Mischungseffekten als Referenz dienen. Dargestellt ist (a) die Oberhöhenbonität der Reinbestände im Alter 100 und (b) der mittlere periodische Volumenzuwachs. Die großen Rauten zeigen die Mittelwerte des Datensatzes für Fichte und Buche im Reinbestand an ( $h_o$  Fichte 35,1 m, Buche 29,9 m;  $ZV$  Fichte  $14,7 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ , Buche  $10,5 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ )

### 2.2 Methoden zur Quantifizierung des Mischungseffektes

Im Folgenden bezeichnet  $ZV_{F_i}$  und  $ZV_{B_u}$  die Zuwachsleistung von Fichte bzw. Buche im Reinbestand und  $ZV_{F_i,B_u}$  die Leistung des jeweiligen Mischbestandes. Die Leistung von Fichte bzw. Buche im Mischbestand, hochskaliert auf einen Hektar, wird  $ZV_{(F_i), (B_u)}$  bzw.  $ZV_{(F_i), B_u}$  genannt [vgl. Nomenklatur zur Analyse von

Mischungseffekten bei PRETZSCH und SCHÜTZE (2009)]. Zum Leistungsvergleich zwischen Fichte und Buche wird der Mischungsanteil von Fichte bzw. Buche ( $m_{Fi}$ ,  $m_{Bu}$ ) im Mischbestand auf Basis des jeweiligen Vorrats an oberirdischer Biomasse in  $t \text{ ha}^{-1}$  herangezogen.

Die Leistungsrelation ( $\text{m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ) zwischen dem Volumenzuwachs von Fichte und Buche im Reinbestand wird über den Quotienten  $ZV_{Fi}/ZV_{Bu}$  beschrieben. Dagegen gibt  $ZV_{Fi,(Bu)}/ZV_{(Fi),Bu}$  die analoge Leistungsrelation ( $\text{m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ) für die Baumarten im Mischbestand an.

Eventuelle Mehr- oder Minderzuwächse des Gesamtbestandes werden über das Verhältnis zwischen der Leistung des Mischbestandes ( $ZV_{Fi,Bu}$ ) und dem Erwartungswert für die Leistung des Mischbestands  $\hat{ZV}_{Fi,Bu} = (ZV_{Fi} m_{Fi} + ZV_{Bu} m_{Bu})$  quantifiziert. Letztgenannter Referenzwert geht davon aus, dass Fichte und Buche im Mischbestand so wachsen wie in flächengleichen Reinbeständen (gestrichelte Linie in Abb. 2). Zur Bestimmung der absoluten Mehr- oder Minderzuwächse (durchgezogene bzw. punktierte Linie in Abb. 2) wird die Differenz  $ZV_{Fi,Bu} - \hat{ZV}_{Fi,Bu}$  gebildet und zur Bestimmung relativer Mehr- oder Minderzuwächse der Quotient  $ZV_{Fi,Bu}/\hat{ZV}_{Fi,Bu}$ . Analog zum absoluten und relativen Mehr- oder Minderzuwachs des Gesamtbestandes kann der Mischungseffekt gesondert nach Baumarten quantifiziert werden. Für die Fichte gibt die Differenz  $ZV_{Fi,(Bu)} - (ZV_{Fi} m_{Fi})$  den absoluten Mischungseffekt und der Quotient  $ZV_{Fi,(Bu)}/(ZV_{Fi} m_{Fi})$  den relativen Effekt an. Für die Buche repräsentieren die Terme  $ZV_{(Fi),Bu} - (ZV_{Bu} m_{Bu})$  bzw.  $ZV_{(Fi),Bu}/(ZV_{Bu} m_{Bu})$  den absoluten bzw. relativen Mischungseffekt an Volumenzuwachs.

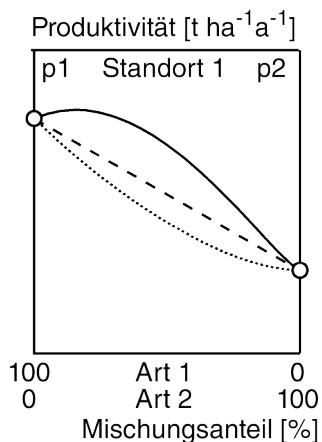


Abb. 2: Hypothesen über den Effekt der Mischung zweier Arten auf ihre Produktivität in schematischer Darstellung. Auf der linken und rechten y-Achse ist die Produktivität der Art 1 bzw. 2 (p1, p2) im Reinbestand angegeben. Die x-Achse gibt den Mischungsanteil an. Liegt die Produktivität eines Mischbestandes auf der geraden Verbindungslinie (gestrichelt) so handelt es sich um einen neutralen Ersatzeffekt, liegt die Produktivität auf der von unten gesehen konkaven Linie (durchgezogen) so zeigt das einen Mehrzuwachs („overyielding“) gegenüber dem Reinbestand an, liegt die Produktivität dagegen auf der von unten gesehen konvexen Linie (punktiert), so liegt Minderzuwachs („underyielding“) vor.

Analog können die absoluten und relativen Mischungseffekte an oberirdischer Biomasse B für den Gesamtbestand ( $ZB_{Fi,Bu} - \hat{ZB}_{Fi,Bu}$ ,  $ZB_{Fi,Bu}/\hat{ZB}_{Fi,Bu}$ ) und gesondert für die Baumarten Fichte [ $ZB_{Fi,(Bu)} - (ZB_{Fi} m_{Fi})$ ,  $ZB_{Fi,(Bu)}/(ZB_{Fi} m_{Fi})$ ] und Buche [ $ZB_{(Fi),Bu} - (ZB_{Bu} m_{Bu})$ ,  $ZB_{(Fi),Bu}/(ZB_{Bu} m_{Bu})$ ] berechnet werden.

Die Auswertung wurde zum einen auf der Basis des Stammvolumens V (Schaftholz für Fichte, Derbholz für Buche) ausgeführt, zum anderen auf der Basis der Biomasse B. Zur Auswertung auf der Basis der oberirdischen Biomasse wurde ausgehend vom Stammdurchmesser in 1,30 m das oberirdische Baumgewicht b baumweise über Funktionen für Fichte  $b=0,044d^{2,659}$  und Buche  $b=0,114d^{2,503}$  ( $b$  = oberirdische Biomasse,  $d$  = Stammdurchmesser des Baumes in der Höhe 1,3 m; vgl. PRETZSCH und SCHÜTZE 2005) hochgerechnet. Die Bestandesbiomasse B ergibt sich durch Addition aller Einzelbaumdimensionen. Waren die Einzelbaumdimensionen im Datensatz nicht vorhanden, so erfolgte die Hochrechnung auf der Basis der Durchmesser des Grundflächenmittelstamms ( $d_g$ ) mit den genannten artspezifischen Funktionen.

Analog zur Prüfung der Zuwachsunterschiede zwischen Reinbeständen und flächengleichen Mischbeständen wurde auf der Grundlage der Volumenvorräte der Reinbestände  $V_{Fi}$ ,  $V_{Bu}$  der Erwartungswert für den Vorrat der

Mischbestände berechnet  $\hat{V}_{Fi, Bu} = V_{Fi} m_{Fi} + V_{Bu} m_{Bu}$ . Dieselbe Berechnung erfolgt für den Vorrat an Biomasse und erbringt  $\hat{B}_{Fi, Bu} = B_{Fi} m_{Fi} + B_{Bu} m_{Bu}$ . Auf der Grundlage dieser Erwartungswerte lassen sich die relativen Mehr- oder Mindervorräte an Volumen V und Biomasse B nach  $V_{Fi, Bu}/\hat{V}_{Fi, Bu}$  bzw.  $B_{Fi, Bu}/\hat{B}_{Fi, Bu}$  berechnen.

### 3 Ergebnisse

#### 3.1 In welcher Größenordnung liegen die Zuwächse der Mischbestände gegenüber den benachbarten Reinbeständen?

Zuerst wird nach der absoluten Über- oder Unterlegenheit des Volumenzuwachses der Mischbestände im Vergleich zu den benachbarten Reinbeständen gefragt. Abbildung 3a zeigt den beobachteten mittleren periodischen Volumenzuwachs ( $m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ) der Mischbestände über dem Erwartungswert  $\hat{Z}V_{Fi, Bu}$ . Je näher die eingetragenen Punkte der Winkelhalbierenden sind, umso geringer ist die Gesamtwirkung der Mischung. Im Mittel über alle Versuche liegt ein Mehrzuwachs von  $+0,51 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  vor, es treten aber sowohl Mehrzuwächse bis zu  $11,06 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  auf, als auch Minderzuwächse bis zu  $-7,23 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ . Abbildung 3b zeigt die relativen Mehr- und Minderzuwächse auf der Grundlage der Biomassenzuwächse; bei neutralem Mischungseffekt (reiner Ersatzeffekt) würden alle Punkte auf der 1,0-Linie liegen. Es wird erkennbar, dass die positiven und negativen Abweichungen von der 1,0-Linie mit zunehmendem Buchenanteil  $m_{Bu}$  zunächst ansteigen und dann bei höheren Mischungsanteilen wieder zurückgehen. Im Mittel liegt der relative Mischungseffekt bei 1,08, d. h. im Mittel über alle Flächen und Beobachtungszeitpunkte bilden die Mischbestände 8 % mehr oberirdischer Biomassenzuwachs als die benachbarten Reinbestände ( $MER_{Fi,Bu} = 1,0$ , d. h. der Mischbestand produziert wie Reinbestand,  $MER_{Fi,Bu} = 1,5$  zeigt einen Mehrzuwachs von 50 % gegenüber benachbarten Reinbeständen an). Es kommen aber auch besonders positive Mischungseffekte von 2,38 (Mehrzuwachs 138 %) und negative Mischungseffekte von 0,54 (Minderzuwachs 46 %) vor.

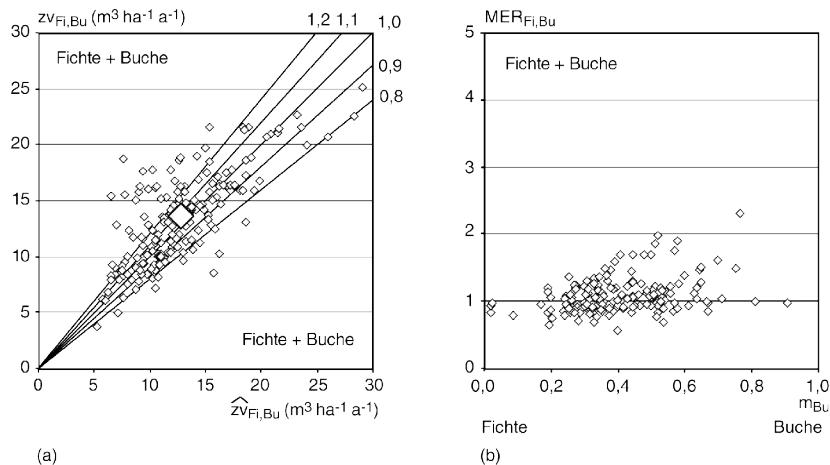


Abb. 3: Zuwachs von Rein- und benachbarten Mischbeständen im Vergleich. Dargestellt ist (a) der beobachtete absolute Volumenzuwachs der Mischbestände über dem Erwartungswert  $\hat{Z}V_{Fi, Bu}$  und (b) der relative Mischungseffekt an oberirdischer Trockenstoffleistung (t  $\text{ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ). Der absolute Mehrzuwachs des Mischbestandes beträgt im Mittel  $+0,51 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  der relative Mehrzuwachs an Biomasse beträgt  $MER_{Fi,Bu} = +8\%$  ( $m_{Bu}$  steht für Mischungsanteil der Buche).

Die Abbildungen 4 und 5 zeigen die entsprechenden Mehr- und Minderleistungen gesondert für die Baumarten Fichte bzw. Buche. Der Volumenzuwachs der Fichte (Abb. 4) liegt im Mischbestand im Mittel über alle Versuche um  $0,94 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  unter dem benachbarten Reinbestand. Bei besonders positivem bzw. negativem Mischungseffekt reichen die Mehr- und Minderzuwächse von  $+13,11 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  bis  $-16,81 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ . Die relativen Mischungseffekte des Biomassenzuwachses liegen im Mittel bei 1,01 und reichen von 2,41 bis 0,43. Der Volumenzuwachs der Buche (Abb. 5) liegt im Mischbestand im Mittel über alle Versuche um  $2,65 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  über dem benachbarten Reinbestand. Bei besonders positivem bzw. negativem Mischungseffekt reichen die Mehr- und Minderzuwächse von  $+14,82 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  bis  $-6,94 m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ . Die relativen Mischungseffekte des Biomassenzuwachses liegen bei der Buche im Mittel bei 1,41 und reichen von 4,80 bis 0,42. Der positive Mischungseffekt ist bei der Buche also weitaus deutlicher ausgeprägt als bei der Fichte.

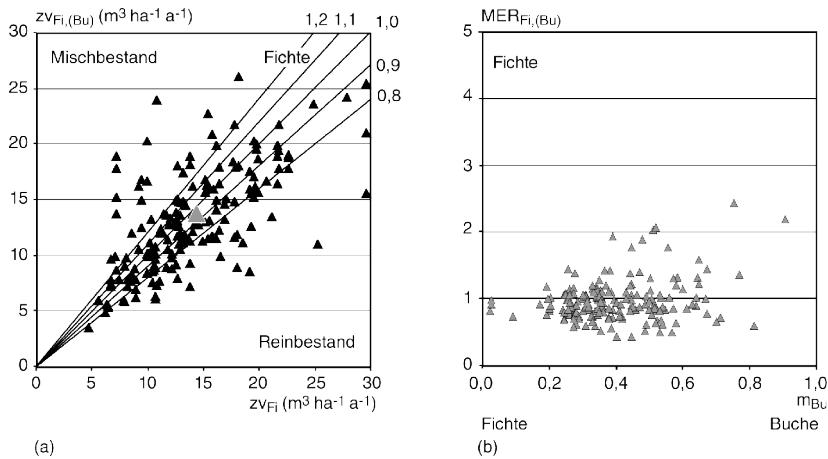


Abb. 4: Zuwachs der Fichte im Mischbestand im Vergleich zum benachbarten Reinbestand. Dargestellt ist (a) der beobachtete absolute Volumenzuwachs im Mischbestand im Vergleich zum Reinbestand und (b) der relative Mischungseffekt bezüglich der oberirdischen Trockenstoffleistung ( $t \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ). Der absolute Mischungseffekt der Fichte im Mischbestand beträgt im Mittel  $-0,94 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  und der relative Effekt bezüglich oberirdischer Trockenstoffleistung beträgt im Mittel  $MER_{F_i,(Bu)} = +1\%$ .

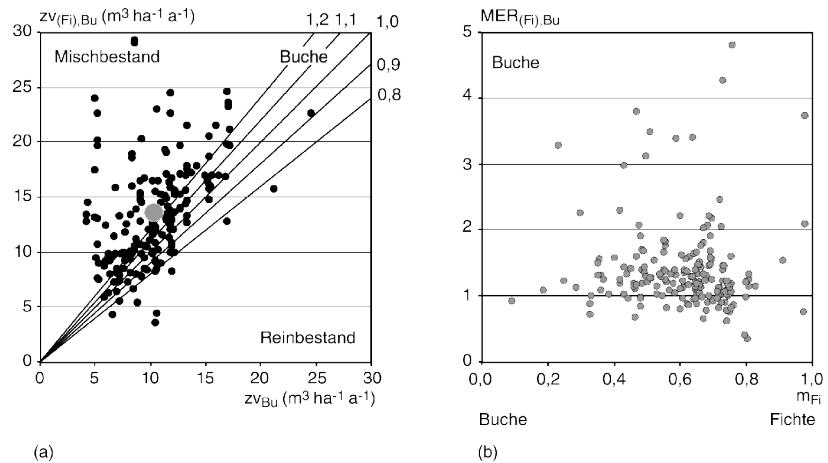


Abb. 5: Zuwachs der Buche im Mischbestand im Vergleich zum benachbarten Reinbestand. Dargestellt ist (a) der beobachtete absolute Volumenzuwachs im Mischbestand im Vergleich zum Reinbestand und (b) der relative Mischungseffekt bezüglich der oberirdischen Trockenstoffleistung ( $t \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ). Der absolute Mischungseffekt der Buche im Mischbestand beträgt im Mittel  $+2,65 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  der relative Effekt bezüglich oberirdischer Trockenstoffleistung beträgt im Mittel  $MER_{(F_i),Bu} = 41\%$ .

### 3.2 Wie hängen die aufgedeckten Mehr- und Minderzuwächse ab von den Standortbedingungen und dem Mischungsverhältnis zwischen Fichte und Buche?

Die auf der Grundlage des Biomassenzuwachses nachgewiesenen relativen Mehr- und Minderzuwächse von Fichte und Buche (vgl. Abbildung 4b und 5b) hängen mit der Bonität und den Mischungsanteilen zusammen. Zwischen dem in Biomasse gemessenen Mehr- oder Minderzuwachs und dem in Stammzuwachs gemessenen, besteht ein sehr enger linearer Zusammenhang mit Steigung geringfügig  $< 1,0$ . Wenn der Mehrzuwachs an Biomasse insgesamt beispielsweise 10 % beträgt, dann beträgt er beim Stammvolumen 8 %. Ähnliche Relationen gelten für den separat betrachteten Mehrzuwachs von Fichte (10 % zu 9 %) und Buche (10 % zu 9 %). Aufgrund dieses engen Zusammenhangs wird der Zusammenhang zwischen Mischungseffekt und Bestandesmerkmalen im Folgenden nur auf der Grundlage des Biomassenzuwachses dargestellt.

Der Zusammenhang zwischen dem relativen Mehr- oder Minderzuwachs an Biomasse von Fichte bzw. Buche ( $MER_{F_i,(Bu)}$ ,  $MER_{(F_i),Bu}$ ) und Bonität ( $h_o$ ) bzw. Mischungsanteilen ( $m_{F_i}$ ,  $m_{Bu}$ ) lässt sich über Regressionen

$$MER_{F_i,(Bu)} = 1 + 1,347 \times m_{Bu} - 0,033 \times m_{Bu} \times h_o$$

$n = 189$ ,  $R^2 = 0,21$ ,  $p < 0,05$

$$\text{MER}_{(\text{Fi}),\text{Bu}} = 1 - 1,898 \times m_{\text{Fi}} + 0,055 \times m_{\text{Fi}} \times h_{\text{oBu}}$$

$n = 169, R^2 = 0,48, p < 0,01.$

beschreiben, die in Abbildung 6 dargestellt sind. Abbildung 6a zeigt für die Fichte, dass eine Beimischung von Buche je nach Höhenbonität der Fichte einen positiven oder negativen Mischungseffekt bewirken kann. Auf armen Standorten übt die Beimischung der Buche einen positiven Mischungseffekt aus, der mit zunehmendem Buchenanteil ansteigt. Auf Fichten-Hochleistungsstandorten kann die Beimischung von Buche einen negativen Effekt auf den Bestandeszuwachs haben. Und auf mittleren bis guten Standorten ist der Mischungseffekt für die Fichte eher neutral und läuft auf einen reinen Ersatzeffekt hinaus.

Bei der Buche ist das Reaktionsmuster andersherum (Abb. 6b): Auch hier hängt der Mischungseffekt von der Höhenbonität ab, allerdings ist auf armen Standorten mit einer wesentlich geringeren Mischungsreaktion zu rechnen als auf fruchtbaren Standorten. Unterschiede zur Fichte bestehen weiter darin, dass der Mischungseffekt insgesamt größer ist, positiver ausfällt und nur selten negative Werte annimmt. Die Regression deckt negative Mischungseffekte, wie sie aus den Originaldaten vereinzelt hervorgehen (vgl. Abb. 5b) gar nicht mit ab.

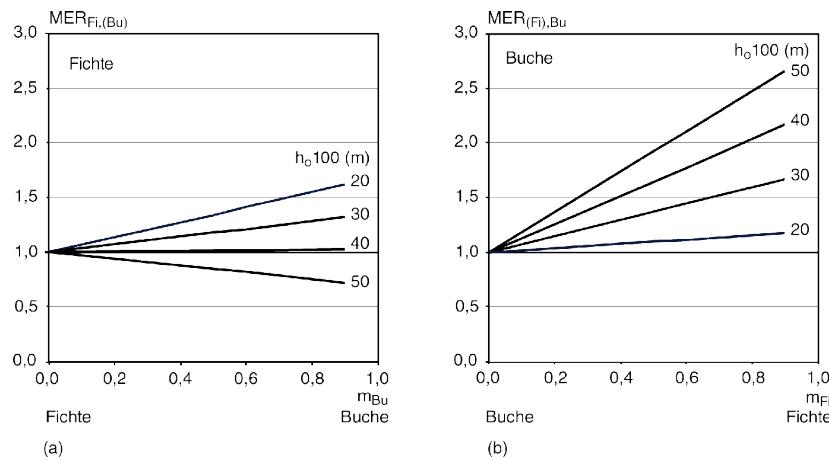


Abb. 6: Effekt der Mischung auf den Biomassenzuwachs. Dargestellt ist (a) der zu erwartende Mischungseffekt für die Fichte in Abhängigkeit von der Beimischung an Buche und der Oberhöhenbonität der Fichte ( $\text{MER}_{(\text{Fi}),\text{Bu}} = 1,0$ , d. h. Zuwachs des Reinbestandes) und (b) der zu erwartende Mischungseffekt für die Buche in Abhängigkeit von der Beimischung an Fichte und der Oberhöhenbonität der Buche ( $\text{MER}_{(\text{Fi}),\text{Bu}} = 1,0$ , d. h. Zuwachs des Reinbestandes).

Die statistischen Zusammenhänge sind schwach und dienen hier eher der Bildung einer ersten Arbeitshypothese und weniger der Generalisierung oder gar weit reichenden Prognosen. Die erste Arbeitshypothese wird auf Abbildung 7 folgendermaßen grafisch skizziert. Dort werden die Befunde in Ökogramme eingetragen, welche die Wuchsbedingungen der Baumarten Fichte (Abb. 7a) bzw. Buche (Abb. 7b) von minimal bis optimal aufspannen und auch schematisch die Limitierung durch Wasser bzw. mineralische Nährstoffe abbilden. Im Falle der Fichte (Abb. 7a) sind die Mischungseffekt mit +20 bis +40% dann besonders groß, wenn die Bestände schwachwüchsig sind. Dagegen sind auf gutwüchsigen Standorten eher Zuwachseinbußen von -10 bis -30% zu erwarten. Bei der Buche (Abb. 7b) können nahe der Limitierung nur geringe Verbesserungen oder neutrale Reaktionen (-20 bis +10%) durch Beimischung von Fichten nachgewiesen werden. Dagegen treten bei guten Wuchsbedingungen positive Mischungseffekte von +40 bis +60% auf. Offenbar wird das Wachstum der Fichte auf armen Standorten durch Beimischung von Buchen gefördert („facilitation“). Das Wachstum der Buche wird durch Beimischung der Fichte besonders auf wüchsigen Standorten durch Konkurrenzreduktion der Buche gefördert („competitive reduction“).

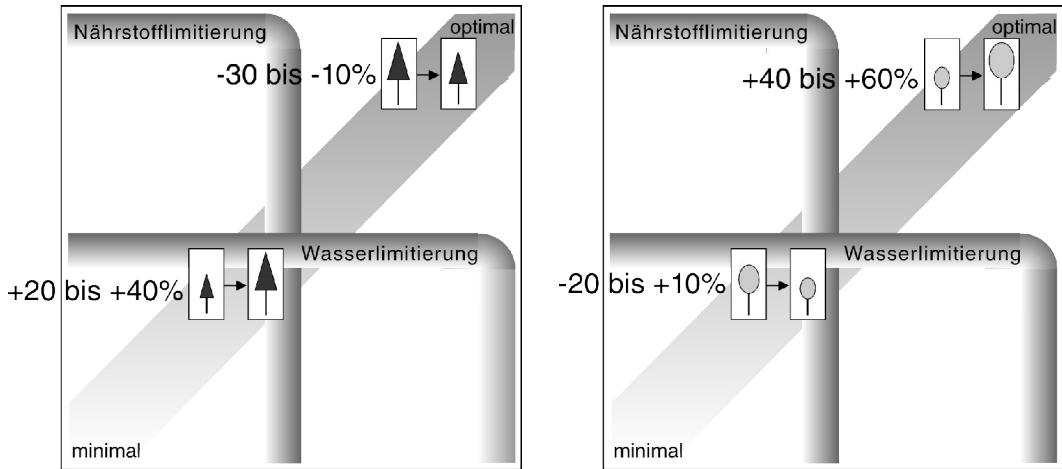


Abb. 7: Mehr- bzw. Minderzuwachses von (a) Fichte und (b) Buche im Mischbestand in Abhängigkeit von den Standortbedingungen. Die Fichte profitiert von der Mischung mit Buche am deutlichsten auf trockenen, nährstofflimitierten Standorten. Die Buche profitiert von der Beimischung am deutlichsten auf guten Buchenstandorten, weil dort die Reduktion der interspezifischen Konkurrenz am größten ist.

Ausgehend von den baumartenspezifischen Mischungseffekten  $MER_{Fi,(Bu)}$  und  $MER_{(Fi),Bu}$  kann der Gesamteffekt der Mischung  $MER_{Fi,Bu}$  berechnet werden als relativer Mischungseffekt  $MER_{Fi,Bu} = MER_{Fi,(Bu)} \times m_{Fi} + MER_{(Fi),Bu} \times m_{Bu}$ . Durch Multiplikation der relativen Mischungseffekte mit dem für die jeweilige Bonität gültigen Biomassezuwachs ergibt sich der absolute Mischungseffekt in Abhängigkeit von Bonität der Fichte und Buche und dem Mischungsanteil. Dabei ist zu beachten, dass  $m_{Bu}=1-m_{Fi}$ . Angenommen der Biomassezuwachs von Fichte bzw. Buche im Reinbestand beträgt  $ZB_{Fi}$  und  $ZB_{Bu}$ , dann ergibt sich für den absoluten Mischungseffekt (MEA) = Mischungseffekt absolut:

$$MEA_{Fi,Bu} = MER_{Fi,(Bu)} \times m_{Fi} \times ZB_{Fi} + MER_{(Fi),Bu} \times m_{Bu} \times ZB_{Bu}.$$

Abbildung 8 zeigt beispielhaft den Gesamteffekt der Interaktion zwischen Fichte und Buche für Standorte unterschiedlicher Bonität. Dargestellt ist der absolute Biomassenzuwachs ( $t \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ ) für Fichte bzw. Buche im Reinbestand jeweils im linken bzw. rechten Randbereich der Grafiken. Dazwischen kann die Leistung des Mischbestandes bei unterschiedlichen Mischungsanteilen abgelesen werden. Der Gesamteffekt der Mischung hängt ab von den absoluten Zuwächsen von Fichte und Buche, den jeweiligen Bonitäten dieser Baumarten und ihrem Mischungsanteil.

Auf erstklassigen Fichtenstandorten (Abb. 8a) finden wir je nach Bonität der Buche unterschiedliche Reaktionsmuster in der Mischung. Sie reichen von einem Mehrzuwachs bei hoher Buchenbonität, über einen neutralen Mischungseffekt auf mittleren Standorten bis zu einem negativen Mischungseffekt auf ungünstigen Buchenstandorten. Damit werden Mischungsreaktionen, wie Mehrzuwachs („overyielding“), neutraler Mischungseffekt („replacement“) und Minderzuwachs („underyielding“) in einem Kontinuum abgebildet. Je nach Leistungsrelation zwischen den Baumarten kann das eine oder andere Reaktionsmuster beobachtet und prinzipiell über die zuletzt genannte sehr einfache Funktion beschrieben werden.

Diese Standortabhängigkeit des Mischungseffektes hat u. a. Konsequenzen für die Bestandesreaktion auf Limitierung (z. B. periodische Trockenheit, Klimaänderungen): Abbildung 8b zeigt, dass Fichtenbestände unter günstigen Wuchsbedingungen kaum positive Zuwachsreaktionen auf eine Beimischung von Buche zeigen. Je geringer die Bonität der Fichte wird, desto positiver wird der Förderungseffekt der Buche auf die Fichte. Während die obere Linie im Kurvenbündel auf Abb. 8b fast den Verlauf einer Geraden hat, repräsentiert die untere Linie eine von unten gesehen konkave und eingipflige Verlaufsform, die gleichbedeutend mit einem Mehrzuwachs des Mischbestandes von circa 20 % ist. Auf der Abbildung ist zu erkennen, dass der Förderungseffekt und positive Mischungseffekt umso größer wird, je ungünstiger die Wuchsbedingungen und je gravierender die Limitierung der Fichte ist. Das steht im Einklang mit dem u. a. von HOLMGREN et al. (1997) und CALLAWAY und WALKER (1997) eingeführten konzeptuellen Modell, wonach Begünstigung am deutlichsten auf ärmeren, limitierenden Standorten vorkommt.

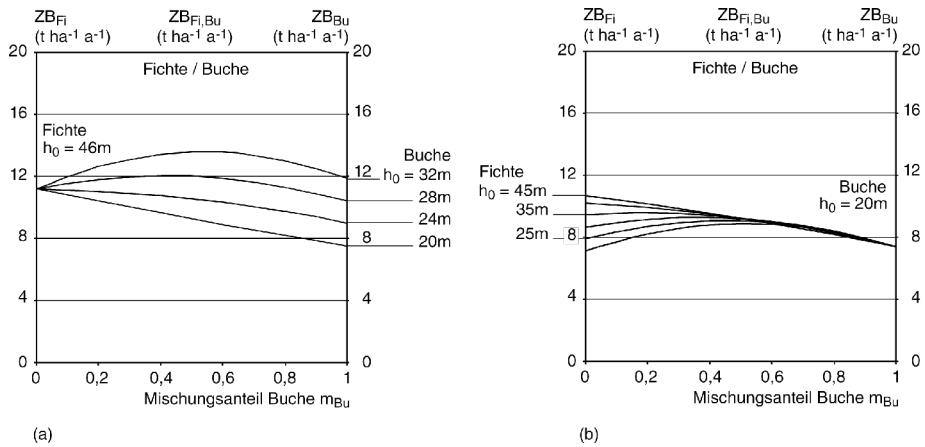


Abb. 8: Gesamteffekt der Mischung auf den Biomassezuwachs in Abhängigkeit von Mischungsanteil und Höhenbonität von Fichte und Buche. Dargestellt ist (a) die je nach Höhenbonität negative bis positive Mischungsreaktion, die sich durch Einmischung von Buchen in bestwüchsige Fichtenbestände ergibt und (b) die zunehmend positive Mischungsreaktion die sich bei abnehmender Bonität der Fichte ergibt.

### 3.3 Wie unterscheiden sich Rein- und Mischbestände mit Blick auf Mittelstammdimensionen, Vorrat an Derbholzvolumen und oberirdischer Biomasse pro Hektar?

Aufgrund des breiten Standortspektrums der zugrunde liegenden Versuchsflächen und des entsprechend breiten Leitungsverhältnisses zwischen Fichte und Buche im Mischbestand fällt der Zusammenhang zwischen dem Mitteldurchmesser im Rein- und Mischbestand von Versuch zu Versuch sehr unterschiedlich aus. Im Mischbestand

kann der Mitteldurchmesser  $1\frac{1}{2}$ -mal oder auch nur  $\frac{1}{2}$ -mal so groß sein wie im Reinbestand

(Abb. 9). Im Durchschnitt über alle Versuche und Aufnahmen ist der Mitteldurchmesser der Fichte im Mischbestand mit 34,0 cm im Vergleich zum Reinbestand mit 30,4 cm um 12 % höher. Die Buche bleibt im Mischbestand mit 21,9 cm gegenüber dem Reinbestand mit 23,1 cm um 5 % zurück.

Der stehende Vorrat liegt bei der Fichte im Mischbestand geringer als im Reinbestand, bei der Buche höher (Abb. 10a und b). Der mittlere Vorrat der Mischbestände ist mit  $421 m^3 ha^{-1}$  nur wenig niedriger als der Vorrat von  $434 m^3 ha^{-1}$ , der aufgrund der benachbarten Reinbestände zu erwarten wäre (-3 %).

Noch enger liegen der beobachte Biomassenvorrat von  $254 t ha^{-1}$  und der aufgrund der Reinbestände zu erwartender Biomassenvorrat von  $255 t ha^{-1}$  (-1 %) zusammen (Abb. 11).

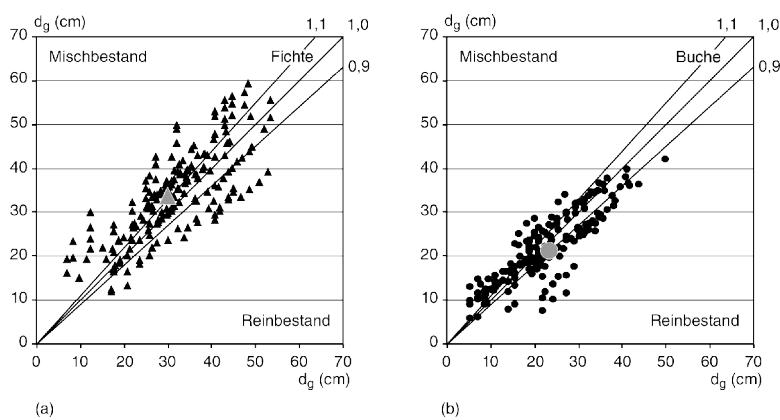


Abb. 9: Mitteldurchmesser von Rein- und Mischbestand im Vergleich. Dargestellt ist für (a) Fichte und (b) Buche der Mitteldurchmesser im Mischbestand über dem Mitteldurchmesser im Reinbestand. Die Mittelwerte betragen bei Fichte (Raute) im Reinbestand 30,4 cm und im Mischbestand 34,0 cm, bei Buche (Kreise) 23,1 bzw. 21,9 cm.

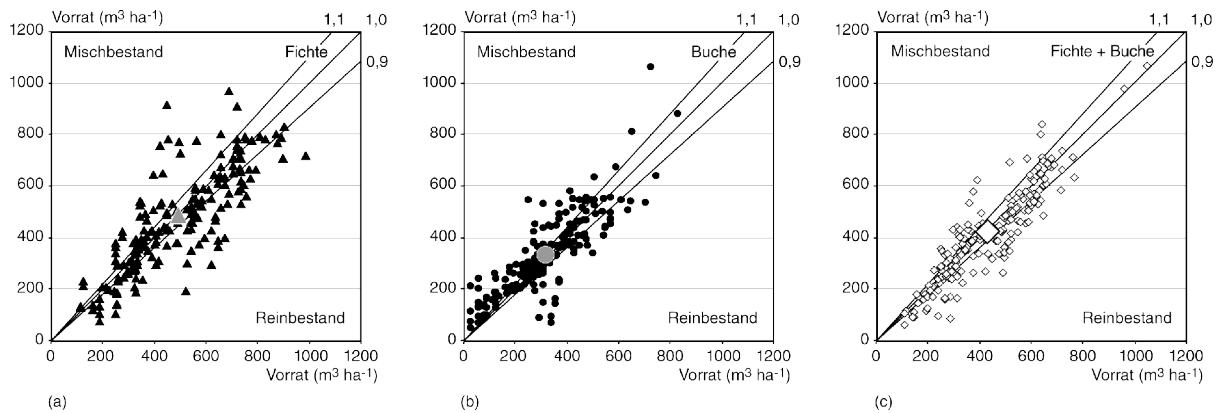


Abb. 10: Stehender Vorrat von Rein- und Mischbestand im Vergleich. Dargestellt ist (a) für Fichte, (b) für Buche und (c) für den Gesamtbestand der stehende Vorrat im Mischbestand über jenem im Reinbestand. Für den Gesamtbestand gelten die Mittelwerte (Raute) im Mischbestand  $421 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  und die Erwartungswerte für flächengleiche Reinbestände von Fichte  $434 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ .

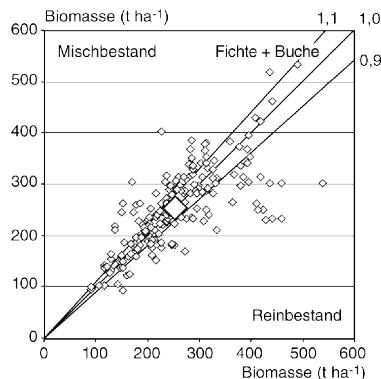


Abb. 11: Vorrat an oberirdischer Biomasse ( $\text{t ha}^{-1}$ ) im Mischbestand dargestellt über den auf der Grundlage der Reinbestände berechneten Erwartungswerten. Für den Gesamtbestand gelten die Mittelwerte (Raute) im Mischbestand  $254 \text{ t ha}^{-1}$  und die Erwartungswerte für flächengleiche Reinbestände  $255 \text{ t ha}^{-1}$ .

Im Mittel über alle Versuche und Aufnahmen wird durch die Mischung offenbar der Größenzuwachs der Fichte beschleunigt, der stehende Vorrat aber leicht gesenkt. Bei der Buche liegen die Verhältnisse andersherum. In der Mischung bleibt die Größenentwicklung gegenüber dem Reinbestand etwas zurück, die Bevorratung ist aber aufgrund der effizienten vielschichtigen Raumbesetzung der Buche geringfügig höher als im Reinbestand. Insgesamt unterscheiden sich Rein- und Mischbestand mit Blick auf den oberirdischen Vorrat an Holzvolumen, Biomasse oder Kohlenstoff nur unwesentlich. Der Grund dafür kann zum einen darin liegen, dass Rein- wie Mischbestände immer mäßig durchforstet und dadurch im Vorrat angeglichen wurden. Die ähnliche Größenordnung des Vorrates kann aber auch darauf hindeuten, dass durch die Mischung zwar die Zuwachsdynamik, die Vornutzung, Strukturierung usw. verändert (beschleunigt, verlangsamt) werden kann, nicht aber die ökologische Kapazität des Standortes, die maßgeblich durch verfügbares Licht und Wasser (max. Blattflächenindex) bestimmt wird.

#### 4 Diskussion und Schlussfolgerungen

In der Vergangenheit setzten Mischbestandsuntersuchungen im Wald meist bei unmittelbar praxisrelevanten Variablen wie z. B. beim Vergleich der Volumenproduktion, Stammqualität und Bestandesstabilität an. Das Abschneiden von Mischbeständen bezüglich dieser Größen ist für die forstliche Praxis natürlich höchst relevant. Solange die Mischbestandsforschung allerdings allein von dieser Seite her aufgerollt wird und Analysen der Biomasseproduktion mit dem Einwand abgetan wurden, diese seien nicht relevant, blieb der Weg zu grundlegenden ersten Gesetzmäßigkeiten der Mischbestandsdynamik und -leistung verstellt. Nach hiesiger Auffassung sollte am Beginn die Quantifizierung der Stoffproduktion im Rein- und Mischbestand stehen. Stammqualität oder Derbholzvolumen sind wohl forstpraktisch relevant, für das Verständnis von Konkurrenz und Fitness im Darwin'schen Sinne aber weniger Ziel führend. Erst gilt es auf der Basis der Biomasseproduktion Struktur,

Interaktionen und Stoffallokation zu verstehen; dann werfen die gefundenen Zusammenhänge praxisrelevante Größen als Nebenprodukte ab.

In vorliegender Arbeit wurde das Nettoergebnis der Interaktionen erfasst; über die Ursachen der aufgedeckten Mehr- oder Minderzuwächse kann nur spekuliert werden. Werden Fichte und Buche gemischt, so kann das zum einen negative und positive Folgen für die Produktivität der Fichte (im Vergleich zum Reinbestand) haben. Hinter negativen Konkurrenzeffekten von Buchen auf Fichten kann die Beschattungswirkung eingemischter Buchen stecken, welche die Entwicklung der Fichten im Vergleich zum Reinbestand verzögern (KENNEL 1965). Konkurrenz kann auch auf die tiefreichende Durchwurzelung der Buche zurückgehen, die den Wurzelraum der Fichte einengen und damit ihre Wasser- und Nährstoffversorgung im Mischbestand begrenzen kann (ROTHE 1997, S.35-38). Als positiver Effekt, der zur Begünstigung der Fichte durch Beimischung von Buche führt, wurde wiederholt der verbesserte Stoffumsatz bei Einmischung der Buche nachgewiesen. Zur Umsatzsteigerung tragen primär die im Vergleich zu den Fichtennadeln leichter zersetzbare Buchenstreu bei (WIEDEMANN 1942), die tiefere Wurzelung der Buche und die reichere Bodenflora unter Buchen, die sich in den unbelaubten Phasen des Frühjahrs entwickeln kann (WIEDEMANN 1951, S. 153-155).

Zum anderen kann die Mischung von Fichte und Buche negative und positive Folgen für die Buche haben: Konkurrenz und damit verbundene Produktionsminderung entsteht der Buche vor allem durch die zumeist überlegende Höhenwuchsleistung der Fichte und Vorenhaltung der Strahlung (PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009). Eine wirkungsvolle Förderung und Produktionssteigerung der Buche im Mischbestand gegenüber dem Reinbestand wird durch Konkurrenzmindeung möglich (KELTY 1992). Aufgrund der großen intraspezifischen Konkurrenz in Buchenreinbeständen und der geringen Selbsttoleranz der Buche im Vergleich zu allen anderen einheimischen Baumarten (PRETZSCH und BIBER 2005; ZEIDE 1985) bedeutet die Beimischung jeder anderen Art eine Konkurrenzreduktion für die Buche. Werden im Buchenreinbestand Artgenossen durch Fichten ersetzt, so verändert sich die im Reinbestand vorherrschende Hallenstruktur hin zu einer stärker durch Lichtschäfte aufgelockerten Bestandesstruktur, in der auch zwischen- und unterständige Buchen Platz haben (OTTO 1994, S. 210-216).

Die nach Baumarten differenzierten Befunde zum Mischungseffekt (Abb. 4 und 5) repräsentieren das Nettoergebnis von Konkurrenz- und Begünstigungswirkung der Mischung je Baumart, ohne dass die negative und positive Komponente im Einzelnen aufgedeckt werden kann. Die Gesamtleistung der Mischbestände im Vergleich zu den benachbarten Reinbeständen (Abb. 3 und 8) bilanziert quasi die Einzeleffekte der Baumarten.

Dass die Fichte auf ärmeren Standorten durch Buchenbeimischung deutlich profitiert, auf fruchtbaren Standorten aber sogar Einbußen erleidet kann, wird folgendermaßen interpretiert: Auf ärmeren Standorten dominieren die positive Effekte der verbesserten Nährstoffversorgung durch die Begünstigungswirkung der Buche. Auf fruchtbaren Standorten dagegen dominieren negative Effekte, da die Buche dort ihre überlegene Expansionskraft im Kronen- und Wurzelraum zu Lasten der Fichte ausspielen kann.

Dass die Buche auf fruchtbaren Standorten durch Fichtenbeimischung deutlich profitiert, auf ärmeren Standorten dagegen weniger Vorteil hat, lässt folgende Vermutung zu: Auf fruchtbaren Standorten ist die intra-spezifische Konkurrenz im Buchen-Reinbestand am größten, sodass auch die Konkurrenzmindeung durch Beimischung der Fichte am deutlichsten ausfällt. Dagegen ist auf ärmeren Standorten der intra-spezifische Ausscheidungskampf geringer, die Struktur reicher (PRETZSCH 2009) und damit auch die entspannende Wirkung einer Fichtenbeimischung nicht so groß.

Die Ergebnisse und die getroffene Interpretation korrespondiert mit dem von HOLMGREN et al. (1997) und CALLAWAY und WALKER (1997) eingeführten konzeptuellen Modell, wonach Begünstigung am deutlichsten auf ärmeren, limitierten Standorten zu finden ist, und dass Konkurrenz und damit auch Konkurrenzreduktion durch Mischung am deutlichsten auf reichen, fruchtbaren Standorten auftritt.

Die hier behandelte Interaktion zwischen Mischbaumarten durch gegenseitige Förderung oder Konkurrenzreduktion bildet nur einen möglichen Mischungseffekt neben vielen anderen, die im Verlauf des Bestandeslebens auftreten können. Ob die Mischung bei einer Untersuchung positiv oder negativ in der Produktivität abschneidet, hängt ganz wesentlich davon ab, in welchem Zeitraum der Bestandesentwicklung (z. B. Jugendstadium, Zerfallsphase), wie lange (z. B. 2-Jahres-Periode im Gewächshaus oder 50-Jahres-Periode auf langfristigen Versuchsflächen) und unter welchen Rahmenbedingungen (Gewächshaus oder Freiland, stark oder gering risikobehafteter Standort usw.) die Mischung analysiert wird. Abbildung 12 zeigt schematisch, wie sich bei einer Mischung aus Fichte und Buche die Produktivität im Vergleich zu den jeweiligen Reinbeständen (rechter bzw. linker Randbereich des Diagramms) im Verlaufe der Bestandesentwicklung ändern kann.

In den ersten Jahren dominiert in dem Beispiel der reine Ersatzeffekt: Der Fichten-Reinbestand ist dem Buchen-Reinbestand überlegen und die Leistung der Mischbestände weist keinen positiven Wechselwirkungseffekt auf. Wenn sich die Bestände schließen und die Arten in enge Interaktion treten, können erhebliche Mehrzuwächse durch gegenseitige Förderung und Konkurrenzreduktion gegenüber dem Reinbestand auftreten (konkave Kurvenform von unten). Insbesondere in der zweiten Hälfte des Bestandeslebens können Stabilisierung, Risikostreuung oder

Resilienz eine weitere Überlegenheit der Mischung erbringen. Die in diesem Aufsatz getroffenen Aussagen zu Mischungseffekten basieren auf Rein- und Mischbeständen, die in dem Beobachtungszeitraum normal und ohne gravierende Störungen (d. h. ohne Zerstörung durch Borkenkäfer, Wind, Schnebruch) erwachsen sind.

Abbildung 12 verdeutlicht weiter die Bedeutung der Altersphase und Zeitspanne von Mischbestandsuntersuchungen für die Ergebnisse: Auch unter sonst gleichen Bedingungen werden Untersuchungen in verschiedenen Altersphasen zu divergierenden Ergebnissen kommen. Zum Verstehen der Mischung sind kurzfristige Untersuchungen in allen Phasen nützlich, Konsequenzen für die Forstwirtschaft lassen sich aber vor allem aus langfristigen Untersuchungen, unter Einbeziehung möglichst vieler Interaktions- und Störungseffekte, ableiten.

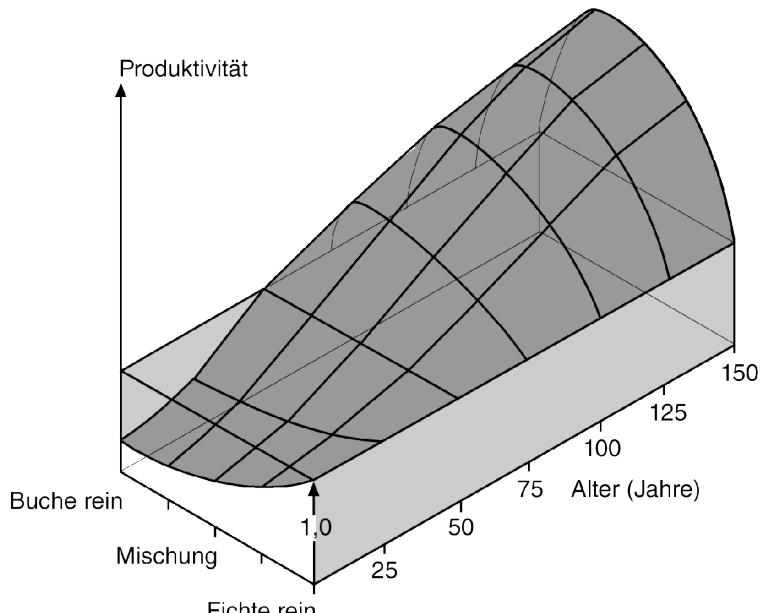


Abb. 12: Mögliche Veränderung des Mischungseffektes zwischen Fichte und Buche im Verlaufe der Bestandesentwicklung in schematischer Darstellung.

## 5 Danksagung

Die Auswertung gründet auf den langfristigen Versuchsflächen des Ertragskundlichen Versuchswesens in Bayern, das dankenswerterweise über das Projekt W07 vom Bayerischen Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten gefördert wird. Außerdem stellten Hermann Spellmann/NW-FVA Göttingen, Phan Hoang Dong/FAWF Trippstadt, Ulrich Kohnle/FVA Freiburg und Andreas Zingg/WSL Birmensdorf weitere wertvolle Datensätze von langfristigen Fichten-Buchen-Mischbestandsversuchen zur Verfügung, wofür an dieser Stelle gedankt sei. Erst die Zusammenfassung dieser Datensätzen mit breitem Standortspektrum ermöglichte die dargestellten Aussagen zum Zusammenhang zwischen Umweltbedingungen und Mischungseffekt.

## 6 Zusammenfassung

Vorliegender Beitrag versucht bisher existierende Mosaiksteine über Wechselwirkungen zwischen Fichte und Buche zu einem Gesamtbild zusammenzufügen. Es wird gezeigt, dass die Baumarten Fichte und Buche in Mischung, je nach Standortbedingungen, deutlich weniger aber auch deutlich mehr Zuwachsleistung pro Fläche und Zeit erbringen können als die jeweiligen Reinbestände. Die Untersuchung erfolgt angesichts des Klimawandels auf der Basis von über 20 langfristigen Versuchsflächen entlang eines weiten ökologischen Gradienten, der von der Schweiz über Süd- und Norddeutschland bis nach Polen reicht.

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen Mischungseffekt und Bestandesmerkmalen zeigt für die Fichte, dass eine Beimischung von Buche je nach Höhenbonität der Fichte einen positiven oder negativen Mischungseffekt bewirken kann. Auf armen Standorten übt die Beimischung der Buche einen positiven Mischungseffekt aus, der mit zunehmendem Buchenanteil ansteigt. Auf Fichten-Hochleistungsstandorten kann die Beimischung von Buche aber auch einen negativen Effekt auf den Bestandeszuwachs haben. Auf mittleren bis guten Standorten ist der Mischungseffekt für die Fichte eher neutral und läuft auf einen reinen Ersatzeffekt hinaus. Bei der Buche ist das Reaktionsmuster anders: Auch hier hängt der Mischungseffekt von der Standortqualität ab; allerdings ist auf armen Standorten mit einer wesentlich geringeren Mischungsreaktion zu rechnen als auf fruchtbaren Standorten. Unterschiede zur Fichte bestehen weiter darin, dass der Mischungseffekt insgesamt größer, positiver und seltener negativ ausfällt.

Offenbar wird das Wachstum der Fichte auf armen Standorten durch Beimischung von Buchen gefördert („facilitation“). Das Wachstum der Buche wird dagegen durch Beimischung der Fichte besonders auf wüchsigen Standorten durch Konkurrenzreduktion der Buche gefördert („competitive reduction“). Dass die Fichte auf ärmeren Standorten durch Buchenbeimischung deutlich profitiert, auf fruchtbaren Standorten aber sogar Einbußen erleidet

kann, wird folgendermaßen interpretiert: Auf ärmeren Standorten dominieren die positive Effekte der verbesserten Nährstoffversorgung durch die Begünstigungswirkung der Buche. Auf fruchtbaren Standorten dagegen dominieren negative Effekte, da die Buche dort ihre überlegene Expansionskraft im Kronen- und Wurzelraum zu Lasten der Fichte ausspielen kann. Dass die Buche auf fruchtbaren Standorten durch Fichtenbeimischung deutlich profitiert, auf ärmeren Standorten dagegen weniger Vorteil hat, lässt folgende Vermutung zu: Auf fruchtbaren Standorten ist die intra-spezifische Konkurrenz im Buchen-Reinbestand am größten, sodass auch die Konkurrenzreduktion durch Beimischung der Fichte am deutlichsten ausfällt. Dagegen ist auf ärmeren der intra-spezifische Ausscheidungskampf geringer, die Struktur reicher und damit auch die entspannende Wirkung einer Fichtenbeimischung zur Buche nicht so groß.

Die Ergebnisse und die getroffene Interpretation korrespondieren mit dem von HOLMGREN et al. (1997) und CALLAWAY und WALKER (1997) eingeführten konzeptionellen Modell, wonach Begünstigung am deutlichsten auf ärmeren, limitierten Standorten zu finden ist und Konkurrenzreduktion durch Mischung am deutlichsten auf reichen, fruchtbaren Standorten auftritt.

## 7 Literaturhinweise

- ASSMANN, E.: Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 490 S., 1961
- BURGER, H.: Beitrag zur Frage der reinen oder gemischten Bestände. Mitt Schweiz Anst Forstl Versuchswesen 22: 164-203, 1941
- CALLAWAY, R. M. und WALKER, L. R.: Competition and facilitation: a synthetic approach to interactions in plant communities. *Ecology* 78(7): 1958-1965, 1997
- COTTA VON H.: Anweisung zum Waldbau. Arnoldische Buchhandlung, Dresden, Leipzig, 1828
- HARTIG GL.: Anweisung zur Holzzucht für Förster. Neue Akademische Buchhandlung, Marburg, 1791
- HOLMGREN M., SCHEFFER M. und HUSTON M. A.: The interplay of facilitation and competition in plant communities. *Ecology* 78(7): 1966-1975, 1997
- KELTY MJ.: Comparative productivity of monocultures and mixed stands. In: KELTY MJ., LARSON BC., OLIVER CD. (eds) *The ecology and silviculture of mixed-species forests*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, S. 125-141, 1992
- KELTY MJ., CAMERON IR.: Plot design for the analysis of species interactions in mixed stands. *Com For Rev* 74: 322-332, 1995
- KENNEL R.: Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. AFJZ 136: 149-161, 173-189, 1965
- LÜPKE VON B., SPELLMANN H.: Aspekte der Stabilität und des Wachstums von Mischbeständen aus Fichte und Buche als Grundlage für waldbauliche Entscheidungen. *Forstarchiv* 68: 167-179, 1997
- METTIN C.: Betriebswirtschaftliche und ökologische Zusammenhänge zwischen Standortschaft und Leistung in Fichtenreinbeständen und Fichten/Buchen-Mischbeständen. AFZ 40: 803-810, 1985
- OLSTHOORN AFM., BARTELINK HH., GARDINER JJ., PRETZSCH H., HEKHUIS HJ., FRANC A.: Management of mixed-species forest: silviculture and economics, IBN Scientific Contributions 15, 389 S., 1999
- PETRI H.: Versuch einer standortgerechten, waldbaulichen und wirtschaftlichen Standraumregelung von Buchen-Fichten-Mischbeständen. Mitt Landesforstverwaltung Rheinland-Pfalz 13, 145 S., 1966
- PRETZSCH: Zur Verteilung des Zuwachses zwischen den Bäumen eines Bestandes und Abhängigkeit des Verteilungsschlüssels von den Standortbedingungen, AFJZ 180. Jg., in Druck, 2009
- PRETZSCH H., BIBER P.: A re-evaluation of Reineke's rule and Stand Density Index. *For Sci* 51: 304-320, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: 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 Biology* 7: 628-639, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: Evidence on stand level and explanation on individual tree level. *Eur J For Res* 128: 183-204, 2009
- ROTHE A.: Einfluß des Baumartenanteils auf Durchwurzelung, Wasserhaushalt, Stoffhaushalt und Zuwachsleistung eines Fichten-Buchen-Mischbestandes am Standort Höglwald. *Forstl Forschungsber* München 163, 174 S., 1997
- SCHERER-LORENZEN M., KÖRNER C., SCHULZE E.-D.: Forest diversity and function. *Ecol Studies* 176, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, 399 S., 2005
- SPELLMANN H.: Leistung und Windstabilität von Fichten-Buchen-Mischbeständen. Tagungsbericht Dt Verb Forstl Forschungsanst, Sek Ertragskfd, in Neresheim, S. 46-56, 1996
- WIEDEMANN E.: Der gleichaltrige Fichten-Buchen-Mischbestand. *Mitt Forstwirtsch u Forstwiss* 13: 1-88, 1942
- WIEDEMANN E.: Ertragskundliche und waldbauliche Grundlagen der Forstwirtschaft. JD Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, 1951
- OTTO H.-J.: Waldökologie. UTB für Wissenschaft, Eugen Ulmer, Stuttgart, 1994
- ZEIDE B.: Tolerance and self-tolerance of trees. *For Ecol Mngt* 13: 149-166, 1985

## Baummorphologie von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand

Jochen Dieler und Hans Pretzsch

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Am Hochanger 13, Technische Universität München

### 1 Einleitung

Die überwiegende Zahl wissenschaftlicher Arbeiten zu Mischbeständen liegt aus dem Bereich der Ertragskunde vor (ASSMANN 1961, KELTY 1992, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009). Der Fokus richtet sich dabei jedoch zumeist auf Produktivitätsvergleiche auf Bestandesebene. Bisherige Analysen zu Fichte und Buche erbringen Mehr- bzw. Minderleistungen von Mischbeständen in der Größenordnung von -10 bis +40 % (KENNEL 1965, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009, WIEDEMANN 1942, 1943) - in der überwiegenden Zahl jedoch einen Mehrzuwachs infolge der Mischung von Fichte und Buche.

Zu der Frage, worauf solche positiven Mischungseffekte zurückzuführen sind und welche ökologische Besonderheiten in Mischbeständen auftreten, werden in der Literatur folgende drei Hauptursachen angeführt: Die Mischung von Arten mit unterschiedlicher Schattentoleranz kann zu einer erhöhtem Effizienz der Photosyntheseleistung führen (Krenn's „additiver Zuwachs“, ASSMANN 1961, S. 337, ZÖHRER 1969). Die Effizienzsteigerung begründet sich im Wesentlichen durch den im Mischbestand verbesserten Strahlungshaushalt (OTTO 1994, S. 209-216). Zwischen- und unterständige Buchen sind in der Lage die durch die aufgelockerte Bestandesstruktur in den Kronenraum einfallende Strahlung zu nutzen. Zweitens, innerhalb von Mischbeständen findet eine Umverteilung der Streu von v.a. Laub- zu Nadelbäumen statt. Die Umverlagerung der Streu drückt sich in einer Nährstoffanreicherung aus und führt letztlich zu einer Verbesserung der kleinörtlichen Standortgüte (METTIN 1985, ROTHE 1997). Als dritte Ursache für positive Interaktionseffekte in Mischbeständen wird die vertikale Teilung des Wurzelraumes (SCHMID und KAZDA 2002) angeführt, was sich insbesondere in einer Steigerung der potentiellen Durchwurzelungstiefe und damit in einer Erweiterung des durchwurzelten Bodenraumes ausdrückt. BOLTE und VILLANUEVA (2006) und ROTHE und BINKLEY (2001) zeigen, dass dieser Mischungseffekt im Vergleich zum Reinbestand mit einer Verlagerung der Feinwurzeln bei Fichte in flachere und bei Buche in tiefere Bodenhorizonte einhergeht.

Quantitative Auswertungen zu Interaktionseffekten bei Baumartenmischung auf das Wachstum und die Gestalt des Einzelbaums sind rar und beziehen sich zumeist nur auf ausgewählte Versuche (PRETZSCH 1992, PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009) bzw. vergleichen mittlere bestandesbezogene Baumgrößen benachbarter Rein- und Mischbestände (METTIN 1985, NÜSSLEIN 1993, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009). Allen gemeinsam ist, dass sich die zumeist im Bestandesszuwachs dargestellten Veränderungen der Ressourcenallokation ebenfalls auf Individuenebene nachweisen lassen - jedoch nicht bei allen Baumgrößen und je nach Baumart und -dimension in unterschiedlicher Ausprägung und Richtung.

Um sowohl die artspezifische Baummorphologie zu enthüllen als auch scheinbare Effekte der Baumartenmischung auf letztere aufzulösen, geht die vorliegende Untersuchung über letzt genannte Arbeiten hinaus. Auf Basis eines breiten Standortspektrums verfügbarer Rein- und Mischbestandsversuche von Fichte und Buche wird untersucht, inwieweit sich Bäume hinsichtlich ihrer Stamm- und Kronendimension unterscheiden, je nachdem ob sie im Rein- oder Mischbestand erwachsen sind. Fichte und Buche sind derzeit mit einem Anteil von 44 % die flächenwichtigsten Baumarten in Deutschland (BMELV 2005). Im Zuge der Umwandlung von v.a. nadelholzgeprägten Reinbeständen in Mischbestände wird die Mischung von Fichte und Buche weiterhin an Relevanz gewinnen (vgl. VON TEUFFEL et al. 2005).

Folgende Eigenschaften der Baummorphologie werden für Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand bearbeitet:

- (1) Schlankheitsgrad
- (2) Relative Kronenlänge
- (3) Ausladungsverhältnis

### 2 Material und Methoden

#### 2.1 Datengrundlage

Als Datenbasis für die Analyse der Baummorphologie von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand dienen langfristige waldwachstumskundliche Versuche aus dem Flachland und Mittelgebirge des bayerischen ertragskundlichen Versuchsflächennetzes. Im einzelnen handelt sich um die Fichtenversuche Denklingen 05, Fürstenfeldbruck 612, Nordhalben 811, Sachsenried 68, Weißenburg 613, die Buchenversuche Arnstein 638, Fabrikschleichach 15, Hain 27, Mitterteich 101, Nordhalben 811, Schongau 814, Starnberg 91, Zwiesel 111 und die

Fichten-Buchen-Mischbestände Freising 813, Mitterteich 101, Nordhalben 811, Schongau 814 und Zwiesel 111. Abbildung 1 gibt eine Übersicht über die geographische Lage der Versuche differenziert nach Rein- und/oder Mischbestandversuchen.

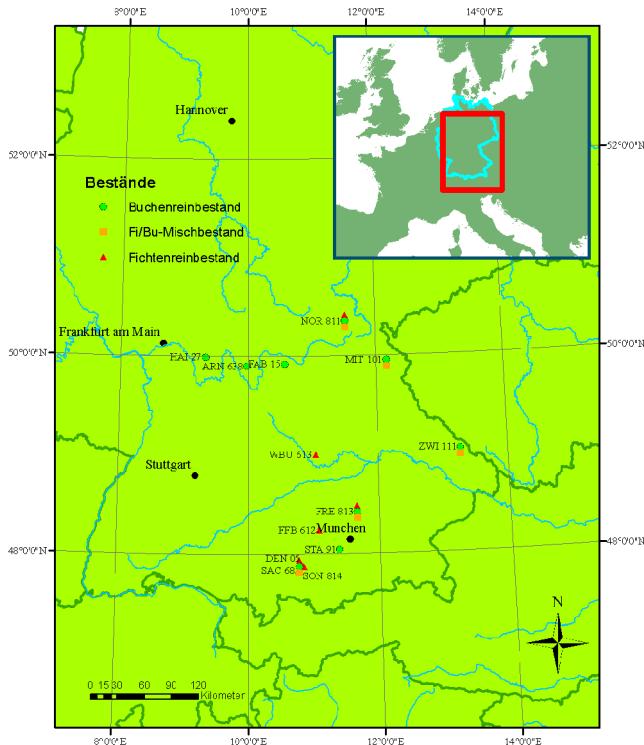


Abbildung 1: Geographische Lage der in die Analyse einbezogenen Versuche. Reinbestände aus Fichte bzw. Buche sind durch Dreiecke bzw. Kreise charakterisiert. Fichten-Buchen-Mischbestände sind durch Vierecke symbolisiert.

Die der Analyse zugrundeliegenden Versuche fasst Tabelle 1 entsprechend der Anzahl einbezogener Parzellen und der Spannbreite der Bestandesalter, Aufnahmezeitpunkte und der wichtigsten flächenbezogenen Bestandeskennwerte zusammen. Die Darstellung differenziert nach Rein- und Mischbestand.

Tabelle 1: Merkmale der Versuche gesondert nach Baumarten und Mischung. Angegeben sind Anzahl bzw. Minimum und Maximum der Bestandeskenngrößen.

Merkmale	Reinbestände		Mischbestände	
	Fichte	Buche	Fichte	Buche
Versuche	5	8		5
Parzellen	19	20		15
Kalenderjahre	1978 - 2001	1980 - 2004		1994 - 2004
Alter	32 - 132	49 - 178	37 - 120	45 - 150
SDI	403 - 1473	384 - 1166	623 - 1166	474 - 1059
Mitteldurchmesser (dg)	15.0 - 56.6	14.5 - 61.4	15.8 - 55.1	12.1 - 44.5
Oberhöhe im Alter 100 (ho)	33.8 - 41.8	26.5 - 37.2	32.8 - 39.0	26.5 - 34.2

Zur Gewährleistung kongruenter Ergebnisse der Teilfragen und Interpretation der Befunde wurde das Datenmaterial nach der Auswahl der Versuche auf jene Perioden und Einzelbäume reduziert, bei denen sowohl der Brusthöhen-durchmesser als auch die Bäumhöhe, die Höhe des Kronenansatzes und die Kronenausdehnung vorliegen. Das bedeutet bei jedem Einzelbaum sind alle Stamm- und Kronenansprägungen erfasst. Als Kronenansatz wird der unterste Primärast angenommen. Die Kronenablotungen erfolgten mittels optischem Dachlot in acht Himmelsrichtungen (N, NO, ..., NW) und erlauben die Berechnung des mittleren quadratischen Kronendurchmessers basierend auf der Gleichung  $kd = \sqrt{(N^2 + NO^2 + \dots + NW^2) / 8}$ . Die Spreite der Bestandesdichten ist auf Basis des SDI nach

REINEKE (1933) charakterisiert. Um SDI-Werte der Rein- und Mischbestände vergleichbar zu machen, wurde der Mitteldurchmesser der Buche auf jenen der Fichte im Mischbestand standardisiert und vice versa. Die Standardisierung des Mitteldurchmessers erfolgte auf der Basis der artspezifischen Raumdichte. Für die Fichte wurde die Raumdichte von  $0.390 \text{ g cm}^{-3}$ , für die Buche von  $0.560 \text{ g cm}^{-3}$  angenommen (TRENDELENBURG und MAYER-WEGELIN 1955) und durch Bildung der dritten Wurzel auf lineare Maße reduziert (vgl. KELLER 1995). Die Abschätzung der bestandesweisen Oberhöhenbonitäten erfolgte mittels Ausgleich der Oberhöhenfächer der Ertragstafeln ASSMANN und FRANZ (1963) für die Fichte und SCHOBER (1967) für die Buche sowie linearer Interpolation zwischen den Tafelfächern. Die Oberhöhenbonität von Alter von 100 Jahren wurde als Surrogat der Standortsgüte verwendet.

Die Reduktion des Datenmaterials auf jene Einzelbäume, für die alle genannten Messungen vorliegen, führte dazu, dass in die Analyse bei Fichte insgesamt 2504 Einzelbeobachtungen (Reinbestand N = 1778 / Mischbestand N = 726) und bei Buche 1963 Einzelbeobachtungen (Reinbestand N = 1184 / Mischbestand N = 779) einfließen. Zur Mehrzahl der Einzelbäume liegen zwei, maximal drei Wiederholungsmessungen vor. Tabelle 2 gibt einen Überblick differenziert nach Baumart und Mischungszugehörigkeit auf Einzelbaumebene. Die dendrometrischen Kennwerte sind mit Mittelwert und Standardabweichung angegeben.

Tabelle 2: Dendometrische Kennwerte der Untersuchungsbestände. Angegeben sind Anzahl der Einzelbäume sowie Mittelwert und Standardabweichung von Brusthöhendurchmesser (d), Baumhöhe (m), Kronenlänge (kl) und Kronendurchmesser (kd).

Baumart	Rein- / Mischbestand	N	d (cm)	h (m)	kl (m)	kd (m)
Fichte	rein	1778	30.9 ( $\pm 13.8$ )	27.6 ( $\pm 8.0$ )	9.5 ( $\pm 3.8$ )	4.0 ( $\pm 1.3$ )
	misch	726	40.1 ( $\pm 13.3$ )	31.2 ( $\pm 6.8$ )	12.8 ( $\pm 3.9$ )	4.8 ( $\pm 1.5$ )
	total	2504	33.6 ( $\pm 14.3$ )	28.7 ( $\pm 7.8$ )	10.5 ( $\pm 4.1$ )	4.2 ( $\pm 1.4$ )
Buche	rein	1184	41.8 ( $\pm 14.6$ )	32.5 ( $\pm 6.6$ )	16.5 ( $\pm 5.1$ )	7.1 ( $\pm 2.4$ )
	misch	779	30.3 ( $\pm 10.9$ )	27.5 ( $\pm 6.3$ )	14.4 ( $\pm 4.5$ )	6.1 ( $\pm 2.1$ )
	total	1963	37.3 ( $\pm 14.4$ )	30.5 ( $\pm 6.9$ )	15.6 ( $\pm 5.0$ )	6.7 ( $\pm 2.3$ )

## 2.1 Methoden

Die vorliegende Arbeit untersucht die Ausprägung baummorphologischer Parameter von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. Der Blick wird dabei insbesondere auf die Quantifizierung von Effekten der Baumartenmischung bei Eliminierung von Baumdimension, Konkurrenz und Standortsgüte gerichtet. Nachfolgende Kenngrößen werden zur Analyse herangezogen.

### Kennwerte für die Baummorphologie

Die Analyse der Baummorphologie basiert auf den Kennwerten Schrankheitsgrad, relative Kronenlänge und Ausladungsverhältnis.

$$\text{Schrankheitsgrad (hd)} = \frac{\text{Baumhöhe (m)}}{\text{Brusthöhendurchmesser (cm)}} \quad (1)$$

$$\text{Relative Kronenlänge (rel}_k\text{l)} = \frac{\text{Kronenlänge (m)}}{\text{Baumhöhe (m)}} \quad (2)$$

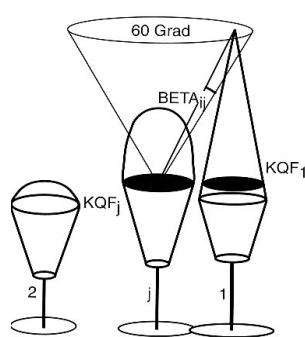
$$\text{Ausladungsverhältnis (aus)} = \frac{\text{Kronendurchmesser (m)}}{\text{Brusthöhendurchmesser (cm)}} \quad (3)$$

Die genannten Stamm- und Kronenkenngroßen bringen den Vorteil mit sich, dass jeweils zwei den Einzelbaum charakterisierende Baumgrößen in Beziehung zueinander gesetzt werden. Jede Größe für sich betrachtet, formuliert damit einen Allokationsschlüssel. Es wurden nur solche Quotienten verwendet, die auf Längen beruhen und damit nicht a priori durch Größenänderungen beeinflusst werden, wie z.B. der Quotient zwischen Fläche und Durchmesser. Damit ermöglichen solche Kennwerte sowohl einen quantitativen innerartlichen Vergleich zwischen Bäumen, die im Rein- und Mischbestand erwachsen sind, als auch Rückschlüsse auf die Morphologie von Fichte und Buche in Mischung infolge der interspezifischen Konkurrenz.

Dennoch beschränken sich solche Kennwerte nicht rein auf die Anwendung für ertragskundliche und biologische Fragestellungen auf Baumebene, sondern erbringen ebenso relevante Erkenntnisse bei Fragen der Holzqualität oder der Biodiversität.

### Quantifizierung der Konkurrenz um Licht

Zur Charakterisierung der relativen Position jeden Baumes innerhalb des Kronenraumes finden Einzelbaummodelle zur Quantifizierung der Wuchskonstellation Verwendung (BIGING und DOBBERTIN 1992). In der vorliegenden Arbeit wurde die individuelle Konkurrenz um Licht mittels des positionsabhängigen Konkurrenzindex CI (PRETZSCH 2001) abgebildet.



$$KKL_j = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n (\text{BETA}_{ijj} * \frac{KQF_i}{KQF_j} * TM(j)) \quad (4)$$

wobei

KKL	Kronenkonkurrenz um Licht
BETA <sub>ijj</sub>	trigonometrisches Maß der Konkurrenz von Baum j auf Baum i
KQF	Kronenquerschnittsfläche
TM	baumartenspezifischer Transmissionskoefizient für Licht ( <i>konstant gesetzt</i> )
i	Zentralbaum
j	Konkurrenz des Zentralbaums i

Abbildung 2: Suchkegelmethode zur Bestimmung des Konkurrenzindex CI (PRETZSCH 2001).

Der Konkurrenzindex stellt einen dimensionslosen, numerischen Wert dar und drückt aus, wie stark die Kronen der nächsten Nachbarbäume mit dem zu beurteilenden Zentralbaum um den Wachstumsfaktor Licht konkurrieren. Die Konkurrenten eines gegebenen Baumes werden mittels eines Suchkegels identifiziert (Abbildung 2). Der Konkurrenzindex ergibt sich als Summe der Konkurrenzwerte aller identifizierten Nachbarn. Der baumartenspezifische Lichttransmissionsfaktor TM (j) ist abhängig von der Baumart des Konkurrenten i und zeigt, wie stark der Konkurrenzeneinfluss einer bestimmten Art relativ zum Einfluss der Baumart Buche ( $TM_{\text{Buche}} = 1.0$ ) ist (vgl. PRETZSCH 2001). Für die Analyse wurde der Transmissionsfaktor sowohl für Buche als auch für Fichte einheitlich auf  $TM = 1.0$  gesetzt. Dies gewährleistet, dass die Kronenquerschnittsflächen beider Baumarten mit der gleichen Stärke zur Konkurrenz beitragen und der CI zur Normierung der Wuchskonstellation im Rein- und Mischbestand in die Regressionsmodelle eingeht.

### Modelle zur Analyse der Baummorphologie

Baumdimension, individuelle Konkurrenzsituation und Standortgüte fließen als unabhängige Variablen in die Modelle für die Schätzung des Schlanksheitsgrads, Bekronungsgrads bzw. Ausladungsverhältnis ein. Als Grundmodell wurde ein log-lineares gemischtes Modell gewählt, um sowohl der geclusterten Datenstruktur („Versuch“; „Plot in Versuch“; „Baum in Plot in Versuch“) als auch den autokorrelativen Effekten bedingt durch Mehrfachbeobachtungen am Einzelobjekt „Baum“ Rechnung zu tragen.

Eine erste Sichtung der statistischen Beziehung zwischen den unabhängigen und abhängigen Variablen legte nahe, dass sich die individuen- und clusterspezifischen Steigungen nicht stark unterscheiden und somit der Zufallseffekt nur auf Ebene des konstanten Terms  $[b_0, b_{0ij}, b_{0ijk}]$  codiert wurde. Das resultierende Modell lautet wie folgt:

$$\ln(y_{ijkl}) = \beta_0 + b_{0i} + b_{0ij} + b_{0ijk} + \beta_1 \ln(\text{dim}_{ijkl}) + \beta_2 \ln(CI_{ijkl} + 1) + \beta_3 \ln(ho_{ij}) + \beta_4 MF_{ijkl} + \varepsilon_{ijkl} \quad (5)$$

mit

$y_{ijkl}$	... abhängige Variablen $ijkl$ [ <i>l-te Beobachtung des k-ten Baum am j-ten Plot im i-ten Versuch</i> ]
$\beta_0$	... Intercept
$b_{0i}$	... zufälliger Effekt „Versuch i“ von $\beta_0$
$b_{0ij}$	... zufälliger Effekt „Plot j in Versuch i“ von $\beta_0$
$b_{0ijk}$	... zufälliger Effekt „Baum k in Plot j in Versuch i“ von $\beta_0$
$\beta_1$	... Steigung für Baumdimension
$\text{dim}_{ijkl}$	Variable der Baumdimension (d bzw. kd) $ijkl$
$\beta_2$	Steigung für Konkurrenz CI
$CI_{ijkl}$	Konkurrenz CI $ijkl$
$B_3$	Steigung für Oberhöhenbonität
$ho_{ij}$	Oberhöhenbonität $ij$
$\beta_4$	Steigung für Mischungsfaktor
$MF_{ijkl}$	Mischungsfaktor [0...1] $iklj$
$\varepsilon_{ijkl}$	Zufallsfehler

Annahmen:

$$b_i \sim N(0, \delta^2) \quad (6)$$

$$b_{ij} \sim N(0, \tau^2) \quad (7)$$

$$b_{ijk} \sim N(0, \lambda^2) \quad (8)$$

$$\varepsilon_{ijkl} \sim N(0, \sigma^2) \quad (9)$$

Die in die Modelle aufgenommenen unabhängigen Variablen ergaben sich unter Berücksichtigung der Signifikanz ( $p \leq 0.05$ ) der Parameter und durch Modellvergleich mittels Akaike's Information Criterion (AIC). Die Anpassung der gemischten Modelle basiert auf dem packet „nlme“ (PINHEIRO et al. 2008) für die Statistiksoftware R version 2.8.1 (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2008). Die Integration der binären Dummy-Variable MF unterscheidet dabei, ob ein Baum im Reinbestand MF = 0 bzw. im Mischbestand MF = 1 erwachsen ist. Entsprechend dem Ziel der formulierten Regressionsgleichung, nämlich der Abbildung des Mischungseffektes bei Eliminierung von Baumdimension, Konkurrenz und Standortgüte, quantifiziert der Term  $\beta_4$  MF die mittlere Differenz des betrachten Stamm- bzw. Kronenkennwertes im Misch- von Reinbestand, indem im Falle von MF = 1 der Mischungseffekt als multiplikativer Term  $e^{\beta_4}$  ausgedrückt wird.

Bei Variablen der Baumdimension (hier v.a. dem Brusthöhendurchmesser) kann der Fall eintreten, dass diese je nach Zielvariable auf beiden Seiten der Regressionsgleichung einbezogen sind. Die daraus resultierende Korrelation zwischen abhängiger und unabhängiger Variable führt zu einem Anstieg des Signifikanzniveaus der betrachteten Variable und des Gesamtmodells. Von der Berücksichtigung einer das ontogenetische Stadium beschreibenden Größe wurde jedoch aus Gründen des biologischen Verständnisses nicht abgewichen. Die Integration solcher unabhängiger Variablen, die die großenbedingte Strukturänderung eliminieren, gewährleistet die Normierung der Variablen auf analoge Baumgrößen und damit ontogenetische Stadien. Die Regressionen zielen nicht auf die Fortschreibung der baummorphologischen Parameter ab, sondern fokussieren die Quantifikation des Mischungseffekts auf die zu analysierenden Kennwerte.

### 3 Ergebnisse

#### Schlankheitsgrad

Abbildung 3 beschreibt die Abhängigkeit des Schlankheitsgrades vom Brusthöhendurchmesser und der baumindividuellen Konkurrenzsituation für Fichte (a) und Buche (b) im Rein- und Mischbestand. Der Konkurrenzindex ist konstant gesetzt und präsentiert mittlere beobachtete Verhältnisse bei Fichte ( $CI_{FI} = 2.8$ ) und Buche ( $CI_{BU} = 1.9$ ). In allen abgebildeten Fällen nimmt das Höhen-Durchmesser-Verhältnis mit ansteigendem Bhd ab, jedoch bei Fichte ( $\beta_d = -0.51$ ) weniger stark als bei Buche ( $\beta_d = -0.81$ ). Der Wert von -0.51 bei Fichte ist gleichbedeutend mit einer Abnahme des hd-Verhältnisses um 0.51 % bei einer Zunahme des Durchmessers um 1 %. Zunehmende Konkurrenz wirkt im Falle der Fichte negativ und im Falle der Buche positiv auf den hd-Wert (vgl. Tabelle 3). Sinkt der Lichtgenuss, so erhöht sich bei Fichte der Schlankheitsgrad mit dem Exponent 0.04, während dieser bei Buche mit dem Exponent 0.10 steigt. Der Konkurrenzeinfluss bei der Buche stellte sich zwar als signifikant heraus, ist von der Größenordnung her jedoch zu vernachlässigen. Die Standortgüte lieferte bei beiden Baumarten keine signifikante Erklärung.

In wieweit sich die Baumarten im Rein- und Mischbestand unterscheiden, verdeutlicht der Vergleich der durchgezogenen Referenzlinie des Reinbestands mit der gestrichelten Linie des Mischbestandes. Innerhalb des Modells wird der Mischungseffekt durch den Parameter  $\beta_{MF}$  beschrieben, der als multiplikativer Term  $e^{\beta_{MF}}$  die Veränderung des Schlankheitsgrads des Mischbestands gegenüber dem des Reinbestandes formuliert (vgl. Tabelle 3). Es zeigt sich, dass sich das Höhen-Durchmesser-Verhältnis der Fichte, welche in Mischung mit Buche wächst, sich nicht von jenem des Reinbestandes unterscheidet. Demgegenüber ist für die Buche im Mischbestand ein geringeres Höhen-Durchmesser-Verhältnis festzustellen. Der Term  $e^{-0.067}$  zeigt, dass die Buche im Mischbestand ein um 7 % geringes hd-Verhältnis als im Reinbestand aufweist. Dieser Effekt kann so interpretiert werden, dass Buchen im Mischbestand bei gleicher Baumhöhe um 7 % größere Durchmesser haben.

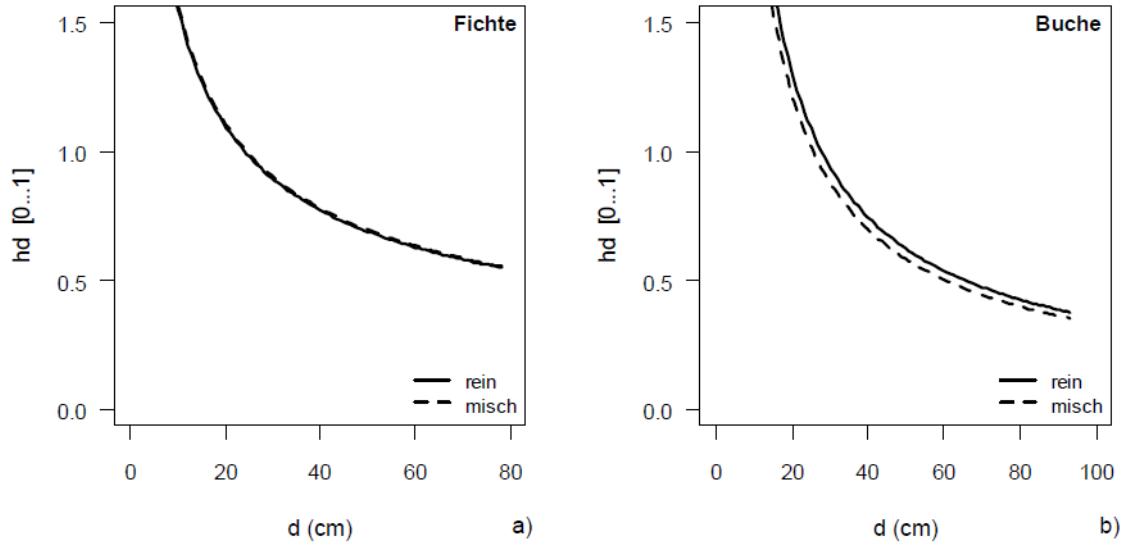


Abbildung 3: Darstellung des Schlankheitsgrad [hd] in Abhängigkeit des Brusthöhendurchmesser [d] und Konkurrenzindex [CI] und Artzusammensetzung [MF] für (a) Fichte und (b) Buche. Der Konkurrenzindex ist durch Verwendung des Mittelwertes konstant gesetzt ( $CI_{FI} = 2.8$ ;  $CI_{BU} = 1.9$ ). Durchgezogene Kurven präsentieren jeweils den Reinbestand, gestrichelte den Mischbestand.

Tabelle 3: Anpassung der Modelle „Schlankheitsgrad hd“ (Formel 5) für Fichte ( $n = 2504$ ) und Buche ( $n = 1963$ ).

	Value	SE	df	t-value	p-value
<b>Fichte<sup>a</sup></b>					
$\beta_0$	1.575	-0.070	1890	22.476	0.000
$\beta_d$	-0.509	0.010	577	-49.473	0.000
$\beta_{(CI+1)}$	0.040	0.006	577	6.817	0.000
$\beta_{MF}$	0.009	0.022	1890	0.425	0.671
<b>Buche<sup>b</sup></b>					
$\beta_0$	2.751	0.078	1328	35.114	0.000
$\beta_d$	-0.808	0.013	418	-61.750	0.000
$\beta_{(CI+1)}$	-0.102	0.011	418	-9.636	0.000
$\beta_{MF}$	-0.067	0.023	1328	-2.866	0.004

<sup>a</sup>  $b_i \sim N(0, \delta^2 = 0.150)$ ;  $b_{ij} \sim N(0, \tau^2 = 0.088)$ ;  $b_{ijk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.051)$ ;  $\varepsilon_{ijkl} \sim N(0, \sigma^2 = 0.048)$

<sup>b</sup>  $b_i \sim N(0, \delta^2 = 0.152)$ ;  $b_{ij} \sim N(0, \tau^2 = 0.144)$ ;  $b_{ijk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.059)$ ;  $\varepsilon_{ijkl} \sim N(0, \sigma^2 = 0.060)$

### Relative Kronenlänge

Ein signifikanter Einfluss auf die relative Kronenlänge ist für den Brusthöhendurchmesser, den Kronendurchmesser und die Baumartenmischung sowohl bei Fichte als auch Buche nachzuweisen. Die Standortsgüte (ho) liefert nur im Falle der Fichte und der Konkurrenzindex CI nur bei Buche einen zusätzlichen signifikanten Erklärungsbeitrag bei der Modellanpassung (Abbildung 4, Tabelle 4).

Abbildung 4a und 4c verdeutlichen zunächst, dass zwischen den beiden betrachteten Arten ein gegensätzlicher Zusammenhang zwischen relativer Kronenlänge und Brusthöhendurchmesser zu beobachten ist. Die Fichte zeigt mit zunehmender Stammdimension eine höhere Kronenlänge ( $\beta_d = 0.35$ ), während die Buche mit steigender Dimension tendenziell kürzere Kronen ( $\beta_d = -0.19$ ) hat. D.h., dass mit einer 1 %igen Zunahme des Brusthöhendurchmessers bei der Fichte eine Zunahme der relativen Kronenlänge um 0.35 % zu beobachten ist, für die Buche dagegen eine Abnahme um 0.19 %. Im Bezug auf den Kronendurchmesser ist für beide Baumarten ein positiver Zusammenhang zur relativen Kronenlänge festzustellen (Abbildung 4b, d), wenngleich sich das absolute Niveau stark unterscheidet (Tabelle 4). Abbildung 4 lässt neben den dendrometrischen Größen zusätzlich erkennen, dass die Buche mit steigendem Lichtgenuss längere Kronen ausbildet, ausgedrückt durch den CI ( $\beta_{(CI+1)} = -0.15$ ). Bei der Fichte war kein signifikanter Zusammenhang zur Lichtkonkurrenz nachzuweisen, jedoch ein mit zunehmender Standortsgüte positiver Effekt auf die relative Kronenlänge.

Tabelle 4: Anpassung der Modelle „rel. Kronenlänge rel\_kl“ (Formel 5) für Fichte ( $n = 2504$ ) und Buche ( $n = 1963$ ).

	Value	SE	df	t-value	p-value
<b>Fichte<sup>a</sup></b>					
$\beta_0$	-9.988	0.718	1865	-13.910	0.000
$\beta_d$	0.353	0.023	562	15.573	0.000
$\beta_{kd}$	0.153	0.026	562	5.878	0.000
$\beta_{ho}$	2.085	0.199	562	10.482	0.000
$\beta_{MF}$	0.123	0.054	1865	2.284	0.023
<b>Buche<sup>b</sup></b>					
$\beta_0$	-0.675	0.111	1362	-6.053	0.000
$\beta_d$	-0.193	0.034	380	-5.661	0.000
$\beta_{kd}$	0.376	0.028	380	13.313	0.000
$\beta_{(CI+1)}$	-0.150	0.024	380	-6.270	0.000
$\beta_{MF}$	0.059	0.028	1362	1.935	0.044

<sup>a</sup>  $b_{ij} \sim N(0, \delta^2 = 0.280); b_{ijk} \sim N(0, \tau^2 = 0.175); b_{ijk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.110); b_{ijk} \sim N(0, \sigma^2 = 0.146)$

<sup>b</sup>  $b_{ij} \sim N(0, \delta^2 = 0.039); b_{ijk} \sim N(0, \tau^2 = 0.066); b_{ijk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.153); b_{ijk} \sim N(0, \sigma^2 = 0.138)$

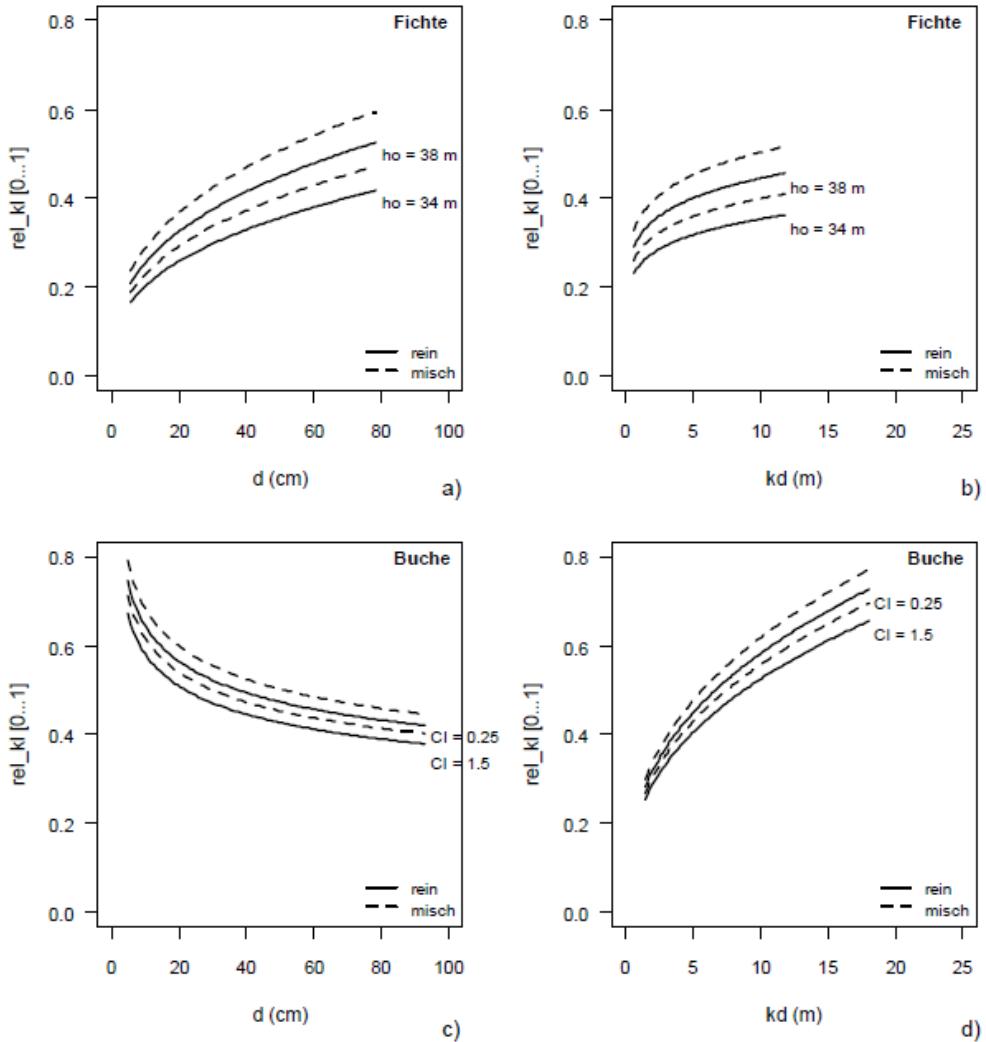


Abbildung 4: Darstellung der relativen Kronenlänge [rel\_kl] in Abhängigkeit des Brusthöhendurchmesser [d], des Kronendurchmessers [kd], der Oberhöhenbonität [ho] bzw. des Konkurrenzindex [CI] und der Artzusammensetzung [MF] für (a, b) Fichte und (c, d) Buche. In Abbildung a, c sind die Variablen kd ( $kd_{FI} = 4.2$  m,  $kd_{BU} = 6.7$  m) und in Abbildung b, d die Variablen d ( $d_{FI} = 33.6$  cm,  $d_{BU} = 37.3$  cm) konstant gesetzt. Durchgezogene Kurven präsentieren jeweils den Reinbestand, gestrichelte den Mischbestand (a, b) Fichte und (c, d) Buche.

Die auf analoge Baumdimension und Einflussgrößen CI bzw. ho normierte relative Kronenlänge lässt bei Fichte und Buche einen positiven Mischungseffekt erkennen. Abbildung 4 legt diesen Effekt durch die nach oben verlagerte (gestrichelte) Kurve der Buche im Mischbestand im Vergleich zum (durchgezogenen) Verlauf der relativen Kronenlänge innerhalb der Reinbestände dar. Der Term  $e^{\beta_{MF}}$  (Tabelle 4) des Mischungseffektes liegt für Fichte bei 1.12 und für Buche bei 1.06, d.h. eine gegenüber der Reinbestandswerte um 12 bzw. 6 % erhöhte relative Kronenlänge im Mischbestand. Damit profitieren beide Baumarten durch die veränderte Lichtökologie des Mischbestandes.

### Ausladungsverhältnis

Das Ausladungsverhältnis stellt die Verhältniszahl aus Kronenbreite und Brusthöhendurchmesser dar, welche angibt, wieviel mal der Kronendurchmesser größer ist als der Brusthöhendurchmesser.

Der Vergleich zwischen Fichte und Buche zeigt, dass bei beiden Baumarten das Ausladungsverhältnis tendenziell mit zunehmendem Brusthöhendurchmesser absinkt (Abbildung 5). Hinsichtlich des absoluten Niveaus und der relativen Abnahme unterscheiden sich beide Baumarten jedoch deutlich. Während bei Fichte das Ausladungsverhältnis um 0.42 % bei einer Durchmesserverzunahme von 1 % absinkt, ist bei der Buche eine Reduktion um 0.29 % zu beobachten (Tabelle 5). Für den Konkurrenzindex CI konnte ebenfalls ein signifikanter Einfluss auf das Ausladungsverhältnis nachgewiesen werden. Hier verschiebt sich jedoch das Niveau des reduzierenden Effektes zwischen den Baumarten. Im Falle der Fichte wirkt die Lichtkonkurrenz mit dem Exponent -0.05, während dieser bei der Buche -0.09 beträgt. Die relative Wirkung der Konkurrenz beträgt damit bei der Buche fast das Zweifache im Vergleich zur Fichte. Die wesentlich höhere Kronenplastizität unterstreicht die Tendenz der Buche, mit weniger Ressourceneinsatz mehr Fläche bezogen im Kronenraum zu besetzen.

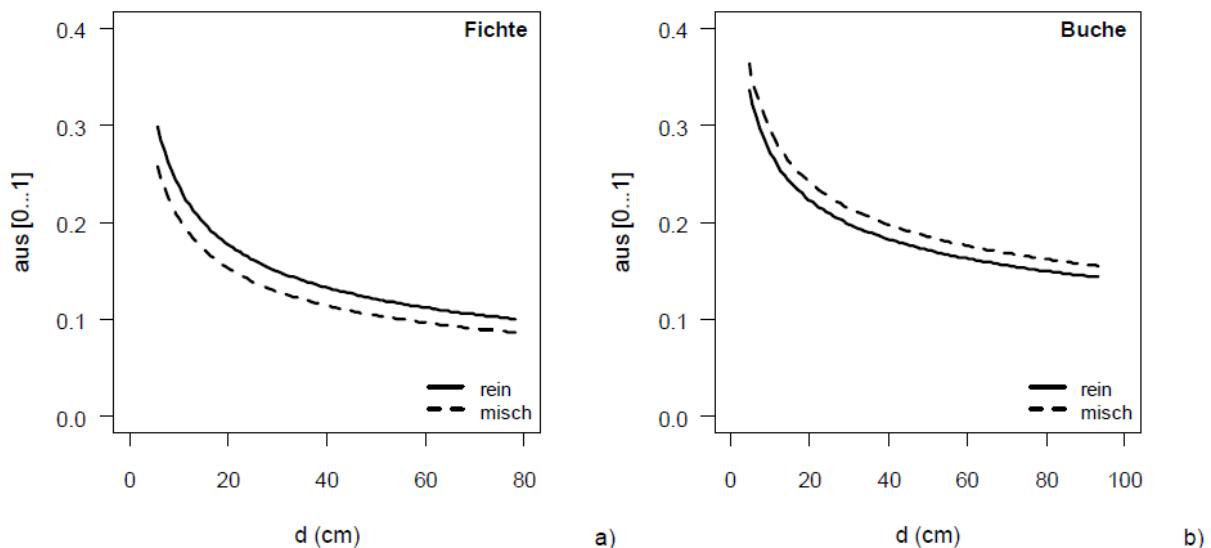


Abbildung 5: Darstellung des Ausladungsverhältnis [aus] in Abhängigkeit des Brusthöhendurchmesser [d] und Konkurrenzindex [CI] und Artzusammensetzung [MF] für (a) Fichte und (b) Buche. Der Konkurrenzindex ist durch Verwendung des Mittelwertes konstant gesetzt ( $CI_{FI} = 2.8$ ;  $CI_{BU} = 1.9$ ). Durchgezogene Kurven präsentieren jeweils den Reinbestand, gestrichelte den Mischbestand.

Die genannten Einflüsse sind entsprechend der Modellformulierung zwischen Bäumen des Rein- und Mischbestandes als konstant anzusehen. Abbildung 5 lässt anhand des Vergleichs der für beide Artmischungen aufgetragenen Kurven (durchgezogen vs. gestrichelt) erkennen, dass bei Eliminierung von Brusthöhendurchmesser und Konkurrenz sowohl bei Fichte als auch bei Buche ein Mischungseffekt auf das Ausladungsverhältnis auftritt. In Fichten-Buchen-Mischbeständen gelingt es der Buche bei vergleichbarem Durchmesser größere Kronen zu bilden. Dieser positive Effekt beträgt im Mittel das 1.08-fache des Ausladungsverhältnisses im Reinbestand. Die Vergrößerung der Kronenbreite der Buche im Mischbestand geht einher mit einer Verringerung der horizontalen Kronenausdehnung bei der Fichte. Der beobachtete negative Mischungseffekt  $e^{\beta_{MF}}$  drückt sich bei der Fichte in einer Reduktion des Ausladungsverhältnisses um -16 % bei sonst gleichen Bedingungen aus. Dass die Fichte im Mischbestand bei analogem Brusthöhendurchmesser schmälere Kronen und die Buche breitere Baumkronen erkennen lässt, kann folgendermaßen interpretiert werden. In der Mischung kommt es für beide Baumarten zu einer gegensätzlichen Verschiebung zwischen intra- und interspezifischer Konkurrenz. Die interspezifische Konkurrenz scheint sich für die Fichte zu erhöhen, während sie sich bei der Buche im Vergleich zum Reinbestand verringert.

Dadurch steigert die Fichte die Effizienz in der Raumausbeute bei gleicher horizontaler Kronenquerschnittsfläche. Wohingegen die Buche durch die per se überlegene laterale Expansionskraft die Raumausbeute nochmals zu steigern vermag.

Tabelle 5: Anpassung der Modelle „Ausladungsverhältniss aus“ (Formel 5) für Fichte (n = 2504) und Buche (n = 1963).

	Value	SE	df	t-value	p-value
<b>Fichte<sup>a</sup></b>					
$\beta_0$	-0.422	0.096	1882	-4.418	0.000
$\beta_d$	-0.417	0.020	572	-21.102	0.000
$\beta_{(Cl+1)}$	-0.055	0.011	572	-4.847	0.000
$\beta_{MF}$	-0.150	0.039	1882	-3.857	0.000
<b>Buche<sup>b</sup></b>					
$\beta_0$	-0.591	0.102	1453	-5.815	0.000
$\beta_d$	-0.286	0.025	476	-11.497	0.000
$\beta_{(Cl+1)}$	-0.086	0.020	476	-4.293	0.000
$\beta_{MF}$	0.078	0.037	1453	2.117	0.034

<sup>a</sup>  $b_{ij} \sim N(0, \delta^2 = 0.144); b_{ijk} \sim N(0, \tau^2 = 0.070); b_{jk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.089); b_{jk} \sim N(0, \sigma^2 = 0.104)$

<sup>b</sup>  $b_{ij} \sim N(0, \delta^2 = 0.098); b_{ijk} \sim N(0, \tau^2 = 0.096); b_{jk} \sim N(0, \lambda^2 = 0.127); b_{jk} \sim N(0, \sigma^2 = 0.117)$

#### 4 Diskussion und Schlussfolgerungen

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, Unterschiede in der Baummorphologie zwischen Fichte und Buche in Rein- und Fichten-Buchen-Mischbeständen aufzudecken. Maßgeblich beeinflusst wird das Wachstum und die Förmigkeit eines Baumes von seiner eigenen Dimension, der ihn umgebenden Konkurrenz und der Qualität des Standorts (ASSMANN 1961, WARING und RUNNING 2007). Diese Einflussfaktoren nutzend, stellen die angewandten Modelle einen funktionellen Zusammenhang zwischen Stamm- bzw. Kronenkennwerten und erklärenden Größen dar. Der Mischungseffekt wirkt als multiplikativer Term auf die Funktionskonstante und enthüllt den jeweiligen Mischungseffekt. Damit unterliegt der Mischungseffekt sowohl einem Größen- als auch Mengeneffekt hinsichtlich des Datenmaterials.

Abbildung 6 führt die aufgedeckten Einzelergebnisse zum Mischungseffekt bei Fichte und Buche nochmals zusammen. Die Richtung der eingezeichneten Pfeile zeigt die Wirkung der Baumartenmischung auf die untersuchten Baumdimensionen. Für die Fichte ist im Mischbestand im Durchschnitt über alle betrachteten Versuche hinweg eine längere und zugleich schmälere Krone nachzuweisen. Das Höhen-Durchmesser-Verhältnis unterscheidet sich nicht zwischen Rein- und Mischbestand. Der Zusammenhang zwischen Reduktion der horizontalen und zugleich Ausdehnung der vertikalen Kronendimension bei gleichbleibendem Stammdurchmesser kann als Effizienzvorteil hinsichtlich der Raumausnutzung bei der Fichte in Baumartemischung mit der Buche interpretiert werden (PRETZSCH und SCHÜTZE 2009, STERBA 1999). KENNEL (1965) führt die Steigerung der Wuchseffizienz im Wesentlichen darauf zurück, dass die Fichte im Mischbestand überwiegend eine herrschende Position einnimmt. Die Buche dagegen profitiert in der Mischung von einer Steigerung des Stammdurchmessers, wodurch der Schlankheitsgrad absinkt. Hinsichtlich der Kronendimensionen erbringt die Buche im Mischbestand sowohl längere als auch breitere Baumkronen. Die laterale Ausdehnung der Buche wird im Durchmesser als auch Kronendurchmesser sichtbar. Die Erhaltung längerer Kronen ist sowohl bei Buche als auch Fichte das Resultat der heterogeneren Bestandesstruktur, die mit einer Veränderung der Einstrahlung einhergeht (OTTO 1994). Die Strahlung trifft zudem im Frühjahr vor dem Laubaustrieb der Buche tiefer und intensiver in den Bestand und kann von der Fichte aufgrund der per se überlegenen Vegetationszeit effizienter genutzt werden. Wechselwirkungseffekte werden umso größer, je intensiver Fichte und Buche miteinander gemischt sind (ELLENBERG et al. 1986). Die Buche offenbart damit im Mischbestand nicht nur ein durchschnittliches höheres Dickenwachstum, sondern vermag ihre ohnehin vorhandene Fähigkeit der effizienten Besetzung des Bestandesraums nochmals zu steigern. Räumliche und zeitliche Differenzierung der Resourcennutzung treten kombiniert auf (PRETZSCH 2003).

Mischbestände sind durch eine Verschiebung der von Reinbeständen bekannten Konkurrenzverhältnisse gekennzeichnet (KELTY 1992). Während die Selbstausdünnung der Buche unter Reinbestandsverhältnissen steiler als bei der Fichte verläuft (PRETZSCH und BIBER 2005), wird diese durch die Nachbarschaft der Fichte im Mischbestand stark verringert. Nach PRETZSCH und SCHÜTZE (2005) sinkt die Selbstausdünnung der Buche im Reinbestand um 50 %, jene der Fichte steigt um 10 %. Nicht besetzte Bestandesflächen können durch die Buche sehr effizient besetzt werden. Hinzu kommt, dass die Buche im Mischbestand Bereiche besetzt, die sie im Reinbestand durch die Selbstbeschattung nicht zu besetzen vermag (KELTY 1992). Die Kronenverzahnung ist dadurch im Mischbestand wesentlich höher (Pretzsch 1992). Die Kronenausdehnung der Fichte ist dagegen bei gleicher Stammdimension und nachbarschaftlicher Konkurrenz gegenüber Reinbestandsverhältnissen reduziert. Negative

Wirkungen der interspezifischen Konkurrenz auf die Baumart Fichte können auf Effekte der Wurzelkonkurrenz (ROTHE 1997) aber auch auf Kronenkonkurrenz durch die Buche zurückgeführt werden (KENNEL 1965). Daraus lässt sich schließen, dass interspezifische Konkurrenz bei Buche geringer und bei Fichte stärker wirkt als die intraspezifische.

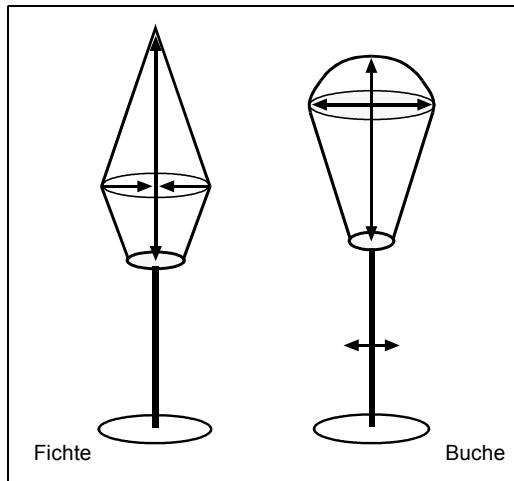


Abbildung 6: Schematische Darstellung des Mischungseffektes auf die Baummorphologie bei Fichte (links) und Buche (rechts). Die Pfeilrichtungen geben die Wirkung des Mischbestandseffektes an.

Die in der vorliegenden Arbeit aufgezeigten Ergebnisse belegen die Vorteile von Mischbeständen hinsichtlich ihrer Resilienz gegen Störung auf Einzelbaumebene (von LÜPKE 2004, PRETZSCH 2003). Die stabilisierende Wirkung der Buche im Mischbestand drückt sich sowohl in der Steigerung der Einzelbaumstabilität als auch deren Fähigkeit den Bestandesraum ressourceneffizienter zu besetzen aus. Abrupte Änderungen der Bestandesstruktur, gleichbedeutend mit lokalen Störungen bzw. Ausfällen von Bestandesindividuen, werden in der Mischung von der Buche im Fichten-Buchen-Mischbestand rascher abgepuffert als im Fichten-Reinbestand. Durch die Entwicklung längerer Baumkronen sowohl bei Fichte als auch der Buche lassen Mischbestände jedoch hinsichtlich der Holzqualität Einbußen erwarten. Inwieweit sich die Biomasseakkumulation innerhalb der Baumkronen verschiebt wird keine Aussage getroffen.

## 5 Danksagung

Die Autoren danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die Finanzierung des Sonderforschungsbereiches 607 "Wachstum und Parasitenabwehr" und dem Bayerischen Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten für die Förderung des Projektes W07 „Ertragskundliches Versuchswesen“. Dank gilt ferner Gerhard Schütze für die Aufbereitung des Datenmaterials.

## 6 Zusammenfassung

Die vorliegende Studie analysiert die Baummorphologie von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. Auf der Basis von 18 langfristigen Rein- und Mischbestandsversuchen mit über 50 Parzellen wird der Frage nachgegangen, welche Wirkung des Mischungseffektes auf die baummorphologischen Kennwerte Schlankheitsgrad, relative Kronenlänge und Ausladungsverhältnis zu erwarten sind. Die Spannbreite der Oberhöhenbonität bei Fichte (32 – 42 m) und bei Buche (26 – 37 m) unterstreicht den weiten ökologischen Rahmen der Untersuchung.

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen Mischungseffekt und Baummorphologie zeigte für die Fichte, dass die Beimischung der Buche eine Steigerung der Kronenlänge bewirkt. Im Mittel nahm diese um 12 % zu, während die interspezifische Konkurrenz zu einer reduzierten horizontalen Kronenausdehnung führte. Fichten bildeten im Mischbestand weniger ausladende Kronen aus. Im Vergleich dazu zeigte sich bei Buche in Fichten-Buchen-Mischbeständen ein stabileres Höhen-Durchmesser-Verhältnis. Dieses ist gleichbedeutend mit einem Durchmesservorsprung gegenüber der Buche im Reinbestand. Die Konkurrenzreduktion bei der Buche durch Beimischung der Fichte wurde ebenso im größeren Bekronungsgrad und höheren Ausladungsverhältnis der Baumkrone sichtbar. Die Kronenausdehnung wird sowohl in der vertikalen als auch horizontalen Ausdehnung gestärkt.

## 7 Literatur

- ASSMANN, E.: Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen.  
München, Bonn, Wien: BLV Verlagsgesellschaft, 490 S., 1961  
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

- BIGING, G. S., DOBBERTIN, M.: A Comparison of Distance-Dependent Competition Measures for Height and Basal Area Growth of Individual Conifer Trees. *Forest Science* 38(3): 695–720, 1992
- BOLTE, A., VILLANUEVA, I.: Interspecific competition impacts on the morphology and distribution of fine roots in European beech (*Fagus sylvatica* L.) and Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.). *Eur. J. Forest Res.* 125, 1 : 15-26, 2006
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ [BMELV]: Die zweite Bundeswaldinventur - BWI<sup>2</sup>. Der Inventurbericht. Bonn, 231 S., 2005
- ELLENBERG, H., MAYER, R. UND SCHAUERMANN, J.: Ökoystemforschung Ergebnisse des Sollingprojektes. UlmerVerlag, Stuttgart, 507 S., 1986
- KELLER, W.: Zur Oberhöhenberechnung in Mischbeständen aus standortkundlicher Sicht. Bericht der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten 1995 in Joachimsthal, S. 52–60, 1995
- KELTY, M. J.: Comparative productivity of monocultures and mixed stands. In: Kelty, M. J., Larson, B. C., Oliver, C. D. (Hrsg.): *The ecology and silviculture of mixed-species forests*. Kluwer, Dordrecht, 125–141, 2001
- KENNEL, R.: Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 136:149–161, 173–189, 1965
- LÜPKE, B. von, SPELLMANN H.: Aspekte der Stabilität und des Wachstums von Mischbeständen aus Fichte und Buche als Grundlage für waldbauliche Entscheidungen. *Forstarchiv* 68: 167-179, 1997
- LÜPKE, B. von: Risikominderung durch Mischwälder und naturnaher Waldbau – ein Spannungsfeld. *Forstarchiv* 75: 43-50, 2004
- METTIN C.: Betriebswirtschaftliche und ökologische Zusammenhänge zwischen Standortschaft und Leistung in Fichtenreinbeständen und Fichten/Buchen-Mischbeständen. *AFZ* 40: 803-810, 1985
- NÜSSELEIN, S.: Fichten-Reinbestand und Fichten-Buchen-Mischbestand im Leistungsvergleich. *Allgemeine Forstzeitschrift* 48: 682–684, 1993
- OTTO H.-J.: Waldökologie. UTB für Wissenschaft, Eugen Ulmer, Stuttgart, 1994
- PINHEIRO, J., BATES, D., DEBROY, S., SARKAR, D. und R CORE TEAM: nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-90, 2008
- PRETZSCH, H.: Modellierung der Kronenkonkurrenz von Fichte und Buche in Rein- und Mischbeständen. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 163 (11/12): 203-213, 1992
- PRETZSCH, H.: Diversität und Produktivität von Wäldern. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 174:88–98, 2003
- PRETZSCH, H.: Modellierung des Waldwachstums. Parey Buchverlag Berlin, 341 Seiten, 2001
- PRETZSCH H., BIBER P.: A re-evaluation of Reineke's rule and Stand Density Index. *Forest Science* 51: 304-320, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: 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 Biology* 7: 628-639, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: Evidence on stand level and explanation on individual tree level. *European Journal of Forest Research* 128: 183-204, 2009
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna Austria. ISBN: 3-900051-07-0. <http://www.R-project.org>, 2008
- REINEKE, L. H.: Perfecting a stand density index for even-aged forests. *Forest Science* 37:574-592, 1933
- ROTHE A. Einfluss des Baumartenanteils auf Durchwurzelung, Wasserhaushalt, Stoffhaushalt und Zuwachsleistung eines Fichten-Buchen-Mischbestandes am Standort Höglwald. *Forstliche Forschungsberichte München* 163, 174 S., 1997
- ROTHE, A. und BINKLEY, D.: Nutritional interactions in mixed species forests: a synthesis. *Canadian Journal of Forest Research* 31(11): 1855 – 1870, 2001
- SCHMID, I., KAZDA, M.: Root distribution of Norway spruce in monospecific and mixed stands on different soils. *Forest Ecology and Management* 159:37–47, 2002
- STERBA, H.: 20 Jahre Zielstärkennutzung in der „Hirschlacke“, Stift Schlägl. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 170(9): 170 - 175, 1999
- TEUFFEL, K. von, BAUMGARTEN, M., HANEWINKEL, M., KONOLD, W., SAUTER, U. H., SPIECKER, H. und WILPERT, K. von (Hrsg.): *Waldumbau für eine zukunftsorientierte Waldwirtschaft*. Berlin, 2005
- TRENDELENBURG, R. und MAYER-WEGELIN, H.: Das Holz als Rohstoff, Carl Hansa Verlag, München, 541 S., 1955
- WARING, R.H. und RUNNING, S.W.: *Forest Ecosystems: Analysis at Multiple Scales*. Academic Press, 440 S., 2007
- WIEDEMANN, E.: Der gleichaltrige Fichten-Buchen-Mischbestand. *Mitteilungen aus der Forstwirtschaft und Forstwissenschaft* 13, 1–88, 1942
- WIEDEMANN, E.: Der Vergleich der Massenleistung des Mischbestandes mit dem Reinbestand. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 119, 123–132, 1943
- ZÖHRER, F.: Bestandeszuwachs und Leistungsvergleich montan-subalpiner Lärchen-Fichten Mischbestände. *Forstwissenschaftliche Centralblatt* 88: 41-63, 1969

## **Das 100-Baum-Konzept als Einstieg für Durchforstungsregeln in Mischbeständen**

*Heinz Utschig und Markus Neufanger  
Bayerische Staatsforsten*

### **Zusammenfassung:**

Die Ansprüche an die von den Bayerischen Staatsforsten bewirtschafteten Wälder sind hinsichtlich Funktionenvielfalt, Schutzwirkung, Erholungswert, Biodiversität und Produktvielfalt deutlich angestiegen. Realität im Staatswald Bayerns sind zunehmend gemischte Bestände aus Laub- und Nadelhölzern. Fundierte Aussagen zur Behandlung von Mischbeständen finden sich allenfalls in einigen wenigen Behandlungsempfehlungen.

Mit der Entwicklung eines Bewirtschaftungskonzeptes für Fichten- und Fichtenmischbeständen bei den Bayerischen Staatsforsten wurde ein Konzept erarbeitet, das einige neue Aspekte für die Behandlung von Mischbeständen enthält. Unter Einbeziehung von Fragen zu den Standraumansprüchen der einzelnen Baumarten, der Standraumeffizienz, dem Trade-off zwischen Durchforstungsstärke und flächenbezogenem Zuwachs und dem Reaktionspotential von zwischenständigen Bäumen wurde das 100-Baumkonzept zur Durchforstung von Fichtenrein- und Fichtenmischbeständen entwickelt.

Kernelement sind zum einen 100 Zielbäume (Z1), die in bemessener Zeit zum Zieldurchmesser gebracht werden (Fichte 45 cm in 60 Jahren, andere Nadelbäume und Laubbäume 60 cm in 100 – 140 Jahren). Durch die Beschränkung auf 100 Z1-Bäume können zum Einen Mischungselemente im Bestand zielgerichtet gefördert und erhalten werden. Zum Anderen besteht in den ersten 60 Jahren in nadelholzreichen Beständen ein Zwischenfeld, aus dem ein sogenanntes Z2-Kollektiv von ca. 100 Bäumen mit verzögter Entwicklungsökonomik herausgearbeitet wird. Ziel ist, zu Beginn der Verjüngungsphase einen stabilen, reich strukturierten Bestand zu haben. Aus diesem werden innerhalb eines lang andauernden Verjüngungszeitraums über Zielstärkenutzung und frühzeitige Einleitung der Vorausverjüngung dauerwaldartige Strukturen geschaffen. Dabei übernehmen die Z2-Bäume mit zunehmender Dauer der Verjüngungsphase im Bestand die Rolle der entnommenen Z1-Bäumen. Die Begrenzung des stehenden Vorrats auf 400 – 500 fm in Beständen mit führendem Nadelholz sichert den Struktur- und Mischungserhalt.

Erste Evaluierungen des Konzeptes mit dem Waldwachstumssimulator SILVA zeigen, dass das Programm hinsichtlich Bestandesstruktur und Massenleistung eine interessante Alternative zu bestehenden Behandlungskonzepten darstellt.

### **1 Einleitung**

Die Ansprüche an unsere Wälder sind hinsichtlich Funktionenvielfalt, Schutzwirkung, Erholungswert, Biodiversität und Produktvielfalt deutlich angestiegen (SCHÜTZ, 2002). Daraus lässt sich ableiten, dass eine alleinige Ausrichtung der waldbaulichen Steuerung auf die Maximierung eines Elementes nicht mehr zielführend ist.

Eine Vielzahl von Durchforstungsprogrammen ist auf den Erhalt des schlagweisen Hochwaldes und zur Sicherung des Altersklassenwaldes hin ausgerichtet (REININGER, 1992). Horizontal und vertikal strukturierte Waldaufbauformen (SCHÜTZ, 2002), d.h. nach Durchmessern und nach Alter differenzierte Waldbestände können damit nicht erreicht werden.

Bestandesbehandlungsprogramme (Niederdurchforstung und Lichtung, Hochdurchforstung, Auslesedurchforstung oder Z-Baumdurchforstung) werden fast ausschließlich auf Reinbestände angewendet. Hinweise zur Behandlung von Mischbeständen finden sich allenfalls in einzelnen Behandlungsempfehlungen (z.B. NIEDERSÄCHSISCHE LANDESFORSTEN, 1997). Realität in unseren Wäldern aber sind zunehmend gemischte Bestände aus Laub- und Nadelhölzern. Die Mischungsformen in unseren Beständen reichen von der Einzelmischung bis hin zur kleinbestandweisen Mischung.

Häufig enden die Behandlungskonzepte mit dem Eintrittszeitpunkt in die Verjüngungsphase. Damit wird mit den herkömmlichen Behandlungskonzepten die Produktion in der Durchforstungsphase optimiert (z.B. beim Z-Baumkonzept) ohne auf die speziellen Erfordernisse einer erfolgreichen Verjüngungsphase in irgendeiner Weise einzugehen (DENGLER, 1990).

Die Nachhaltigkeitsstrategie der Bayerischen Staatsforsten zielt auf ein ausgewogenes Verhältnis von ökonomischen, ökologischen und gesellschaftlichen Belangen ab. Die bisherige Fichtenbewirtschaftung im bayerischen Staatswald war von hohen Anteilen (40 – 50 %) zufälliger Nutzung dominiert. Es galt daher ein Konzept zu finden, Fichten- und Fichtenmischbeständen in Bezug auf Sturm- und Borkenkäferrisiko und die Folgen des Klimawandels stabiler zu gestalten. Die Arbeitsgruppe Waldbau bei den Bayerischen Staatsforsten hat sich intensiv mit dieser Frage beschäftigt und ein Konzept entwickelt, das Komponenten zur Strukturierung von Fichtenbeständen und neue Aspekte für die Behandlung von Mischbeständen enthält (BAYSF, 2009).

### **2 Grundüberlegungen zur Durchforstung von Mischbeständen**

Mischbestände setzen sich aus zwei oder mehr Baumarten zusammen. Diese Baumarten haben i.d.R. eine unterschiedliche Wachstumsdynamik, unterschiedliche Lichtansprüche und sollen unterschiedliche Zieldurchmesser erreichen.

Im Mischbeständen sind erstrebenswerte Ziele:

- Sicherung der Mischung,
- Förderung der Stabilität
- Schaffung bzw. Erhalt von Struktur als Indikator für Biodiversität,
- Sicherung eines dauerhaften und langfristigen Ertrags und
- Schaffung von Strukturen die einen langen Verjüngungszeitraum ermöglichen.

In Mischbeständen steht im Gegensatz zu Reinbeständen der Einzelbaum im Fokus der Behandlung. Durch die einzelbaumbezogene Durchforstungsentscheidung wird gleichzeitig über die Gestaltung der Bestandesstruktur entschieden

In der forstlichen Literatur werden für die einzelnen Baumarten Zielbaumzahlen empfohlen (Tab. 1). Waren zu Beginn der Z-Baum-Durchforstung (ABETZ, 1979) bei den Baumarten noch relativ hohe Stammzahlen üblich, so hat sich in den letzten Jahrzehnten ein Trend zu immer niedrigeren Z-Baumzahlen abgezeichnet. Untergrenzen für Fichte und Tanne finden sich bei 100 Stämmen/ha (WILHELM, LETTER, EDER, 1999) und bei den Laubbaumarten bei 60 Stück/ha (HEIN, 2009).

Tab. 1: Stammzahl/ha nach unterschiedlichen Autoren

	1979	1987	2004	1999/2009
	Z-B. - Abetz	Burschel/Huss	Klädtke/Abetz	Wilhelm/Hein
Stammzahlen/ha				
Fichte	400	400	200	100
Tanne	300	330	200	100
Kiefer	200	200	150	
Douglasie	100		90	
Lärche	100	200	90	
Buche	100	100	100	60-65
Eiche	80	100	80	65-70
Esche		200	60	65-70
Ahorn		100		70-80

Eine andere Herangehensweise ist, die möglichen Stammzahlen aus Funktionen für den Kronendurchmesser abzuleiten, die in einzelbaumbezogenen Wuchsmodellen verwendet werden. Aus dem Wuchsmodell SILVA (PRETZSCH, 2001) ergeben sich die in Tabelle 2 dargestellten Werte für Kronengröße, Standraum und Stammzahl/ha bei mittleren h/d-Werten und einer Überschirmung von 90 %. Fichte, Tanne und Kiefer haben Stammzahlen um 300 Stück/ha, Douglasie und Lärche 100 bis 150 Stück/ha und die Laubbaumarten Stammzahlen zwischen 96 und 170 Stück/ha.

Tab. 2: Zieldurchmesser, Kronengröße, Standraum und die daraus abgeleitete Stammzahl/ha bei 90 % Überschirmung ( $\bar{U} = 90 \%$ ), abgeleitet aus den Funktionen für die Kronendimension von SILVA (PRETZSCH, 2001).

Baumart	Zieldurchmesser [cm]	Kronendurchmesser [m]	Standraum [m <sup>2</sup> ]	Stammzahl $\bar{U} = 90 \%$
Fichte	45	5,5	26	379
Tanne	45	5,95	31	324
Kiefer	45	5,9	30	329
Douglasie	70	10,0	87	115
Lärche	70	8,5	63	159
Buche	60	10,9	104	96
Eiche	60	10,5	96	104
Ahorn	60	8,2	59	170

Als Ergebnis aus Tabelle 2 lässt sich festhalten, dass die Standraumansprüche der Baumarten beim Erreichen des Zieldurchmessers recht unterschiedlich sind. Laubbäume liegen, mittlere Kronengrößen unterstellt, bei Endbaumzahlen um 100 Bäume/ha. Dagegen haben Nadelbaumarten wegen ihrer unterschiedlichen Zieldurchmesser ein breites Spektrum an Endbaumzahlen.

### 3 Grundelemente des 100-Baumkonzeptes

Als Minimalstammzahl lässt sich als kleinster gemeinsamer Nenner aus den vorgestellten Größen die Zahl 100 Bäume/ha ableiten. Nach modernen Gesichtspunkten liegt diese Zahl sogar am oberen möglichen Wertebereich für Laubbäume (HEIN, 2009). Für 100 Bäume, den sogenannten Zielbäumen (Z1-Bäume), kann zumindest bis zu einer Oberhöhe von 25 – 30 m sichergestellt werden, dass jedem Baum ein ausreichender Standraum zur Verfügung steht. Andererseits wird deutlich (vgl. Tab. 2), dass damit in Fichten- und Tannenbeständen die Produktionskraft nicht ausgeschöpft wird. Der von den Z1-Bäumen nicht besetzte Wuchsraum, das sog. Zwischenfeld, wird bei dem neuen Behandlungskonzept für Fichten- und Fichtenmischbestände (BAYSF, 2009) zur Herausarbeitung von 100 Z2-Bäumen im Sinne von REININGER (1992) genutzt.

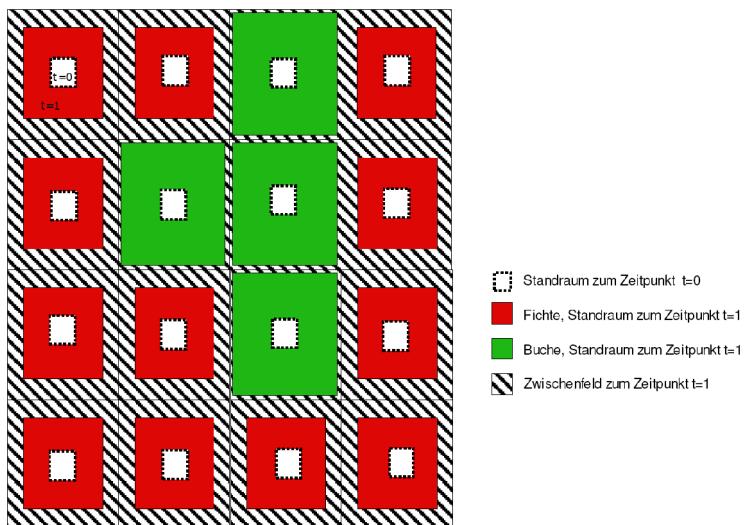


Abb. 1: Schematische Darstellung der Baumverteilung in einem Fichten-Buchenmischbestand. Dargestellt ist der Standraum zum Zeitpunkt  $t=0$  (z.B. 20 Jahre, weißes Feld) und zum Zeitpunkt  $t=1$  (z.B. 60 Jahre) für Z1-Bäume von Fichte (dunkelgrau) und Buche (hellgrau). Schraffiert dargestellt ist das verbleibende Zwischenfeld zum Zeitpunkt  $t=1$ .

Abbildung 1 zeigt beispielhaft, wie sich der Standraum der Z1-Bäume im Zuge der Bestandesentwicklung baumartenindividuell verändert. Haben die 100 Z1-Bäume zum Zeitpunkt  $t=0$  einen kleinen Standraum besetzt und sind von einem großen Zwischenfeld umgeben, ändert sich das bis zum Zeitpunkt  $t=1$  (z.B. dem Alter von 60 Jahren) erheblich. Die Buche hat ihren Standraum erheblich erweitert und besetzt das gesamte Feld, während zwischen den Z1-Fichten noch ein Zwischenfeld für die Produktion zur Verfügung steht. Deswegen ist das 100-Baumkonzept als mehrphasiges Durchforstungskonzept ausgelegt, das eine differenzierte Vorgehensweise in unterschiedlichen Behandlungszenonen (Zielbaum, Zwischenfeld) und Alterphasen vorsieht.

### 3.1 Förderung der Zielbäume

Grundkonzept ist die früh beginnende, stetige und mäßige Förderung der 100 Z1-Bäume (herrschend, aus der Oberschicht) mit kurzem Intervall. Ziel ist es, bei der Fichte bis zum Alter 60 Jahre Zielbäume mit BHD +45 cm zu erreichen. Für Lärche, Douglasie, Eiche, Buche und Edellaubholz werden bis zum Alter 100 – 130 Jahre mind. 60 cm Zieldurchmesser angestrebt. Die punktuelle Förderung an den 100 Auslesebäumen erfolgt grundsätzlich unabhängig von der Baumart. Die Eingriffsintensität ist auf die baumartenspezifische Wuchsdynamik ausgerichtet. Damit wird sichergestellt, dass die Zielbäume genügend Wuchsraum haben und ein vitaler Unter- und Zwischenstand erhalten bleibt.

Mit dem Alter 60 Jahre, dem Eintrittszeitpunkt in die Verjüngungsphase bei der Fichte, müssen die beteiligten Laubhölzer im Sinne einer Lichtwuchsdurchforstung weiter gefördert werden.

Abbildung 2 zeigt beispielhaft die Durchmesserentwicklung eines Z1-Baumes mit einer mittleren Jahrringbreite von 3,5 mm/Jahr. Dieser Wert ist auf mittleren bis guten Standorten bei der vorgeschlagenen Behandlung erreichbar und erfüllt gleichzeitig die Kriterien für eine mittlere Holzqualität (BAYSF, 2009). Im Zuge eines langfristigen Verjüngungsganges werden dann die Zielbäume genutzt (ca. 25 % pro Jahrzehnt). Es ist zu erwarten, dass ein Teil der Z1-Bäume bei der Fichte in der Verjüngungsphase erst deutlich über dem Mindestzieldurchmesser von 45 cm geerntet wird.

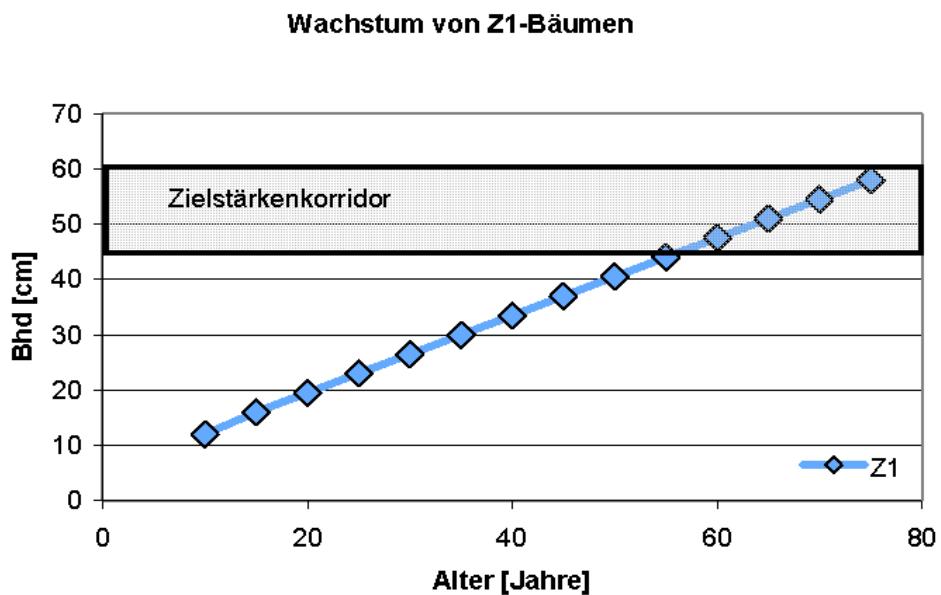


Abb. 2: Entwicklung eines Z1-Baumes (Fichte) mit einer mittleren Jahrringbreite von 3,5 mm/Jahr.

### 3.2 Differenzierungszone im Zwischenfeld

In fichtendominierten Mischbeständen soll ein Zwischenfeld zur Sicherung der Bestandesproduktivität aktiv gestaltet werden. Durch anfänglichen Verzicht auf Eingriffe im Zwischenfeld (bis zum Alter von 40 bis 45 Jahren) bleibt die Bestandesdichte hoch. Nur durch die Entnahme der Bedräger von Zielbäumen findet in dieser ersten Phase indirekt eine Förderung der Bäume im Zwischenfeld statt. Das führt zum Erhalt der Bestandesstabilität bis die Zielbäume eine hohe Einzelbaumstabilität erreicht haben. Gleichzeitig sichert dieses Vorgehen eine hohe Zuwachsleistung.

Erwünschter Effekt ist, dass im Zwischenfeld die Durchmesserentwicklung gegenüber den Zielbäumen zunächst zurückbleibt. Es wird eine breite Durchmesserverteilung zum Eintrittszeitpunkt in die Verjüngungsphase angestrebt. Das Beispiel einer 60jährigen Probefläche aus dem Forstbetrieb Wasserburg (Abb. 3) zeigt eine zielgerechte horizontale Strukturierung, obwohl alle Bäume auf dieser Probefläche gleiches Alter aufweisen. Die Z1-Bäume gehören dem oberen Durchmesserkollektiv an.

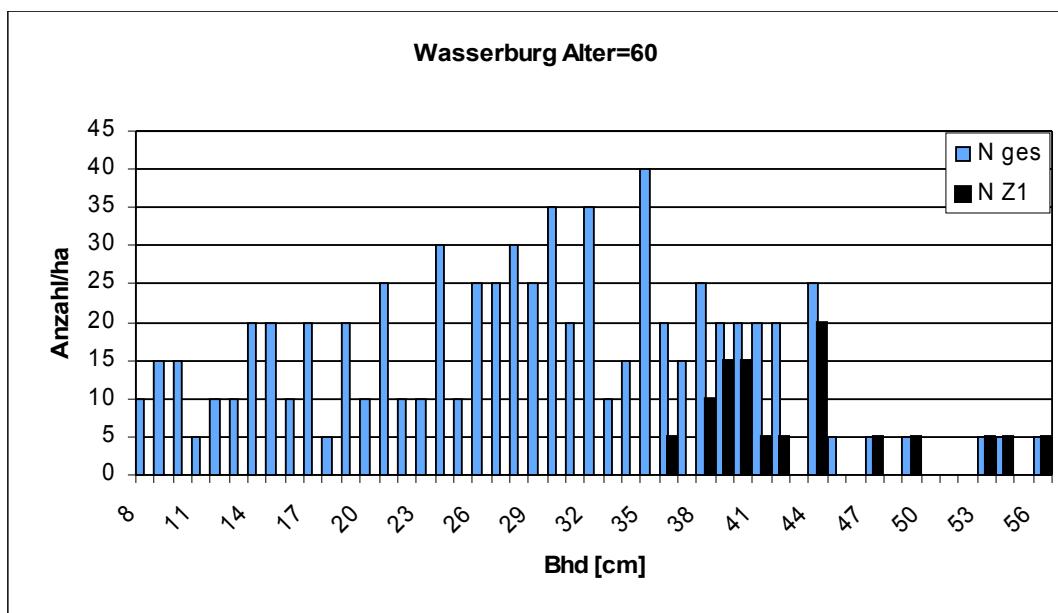


Abb. 3: Durchmesserverteilung auf einer 60jährigen Probefläche im Forstbetrieb Wasserburg. Dargestellt ist die Stammzahlverteilung des Gesamtbestandes (N ges) und der Z1-Bäume (N Z1).

Bei Fichtenmischbeständen werden ab dem Alter 45, das ist der Beginn der Altdurchforstungsphase, ca. 100 Fichten/Tannen im Zwischenfeld als Z2-Bäume ausgewählt und ebenfalls gezielt gefördert. Die Durchforstung wird als Strukturdurchforstung geführt und bewirkt durch die Entnahme von Bedrängern die Förderung der Z2 sowie den Erhalt der Struktur im Zwischenfeld.

Folgende Effekte werden dadurch erreicht:

- Die Z2-Bäume wachsen erst in der Verjüngungsphase sukzessive in die Zielstärken hinein.
- Jahrringbreiten von 3 - 4 mm werden erreicht, damit liegt der Durchmesserzuwachs im Bereich der Z1-Bäume.
- In einem Zeitraum von 40 Jahren ist eine Durchmessersteigerung von 25 - 30 cm erreichbar.

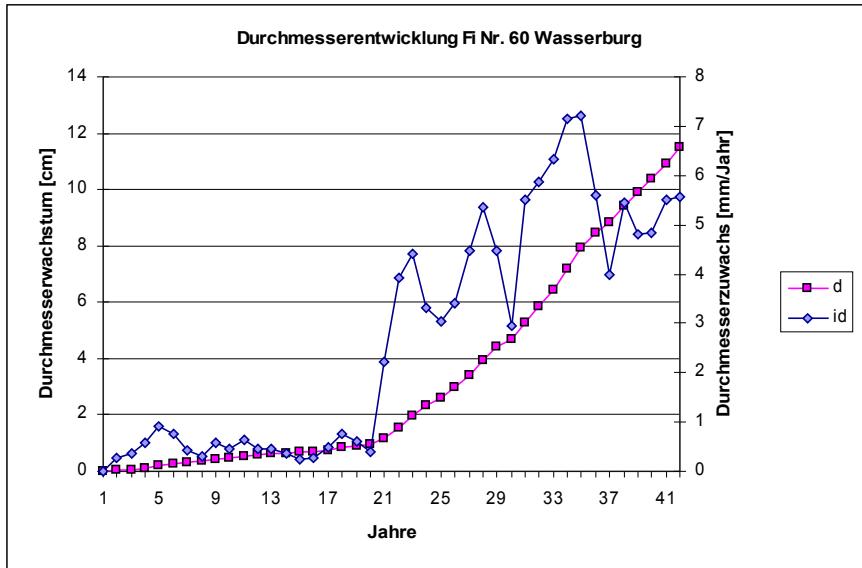


Abb. 4: Entwicklung eines Z2-Baumes, der deutlich auf die Freistellung reagiert; nach BORK und STIMM (2009). Dargestellt ist die Durchmesserwachstumskurve (d) und der Durchmesserzuwachs (id) in den letzten 42 Jahren. Baumdaten: Probefläche Wasserburg, Fichte Nr. 60, Bhd vor 25 Jahren 10,5 cm, Durchmesserwachstum in den letzten 25 Jahren 10,5 cm, der erreichte Durchmesser im Jahr 2009 ist 21,9 cm.

Abbildung 4 zeigt die Jahrringbreitenentwicklung eines Zwischenständers, der im Forstbetrieb Wasserburg seit ca. 25 Jahren gefördert wurde. Dieses Beispiel ist dem Datensatz einer Diplomarbeit von STIMM und BORK (2009) entnommen. Der Baum Nr. 60 aus der Probefläche Wasserburg hatte vor 25 Jahren einen Bhd von 10,5 cm. Das Durchmesserwachstum in den letzten 25 Jahren betrug 10,5 cm, der erreichte Durchmesser im Jahr 2009 ist 21,9 cm. In einer Phase von ca. 21 Jahren wurden mittlere Durchmesserzuwächse zwischen 6 und 10 mm erreicht. Das positive Umsetzen des Baumes erfolgte sehr rasch. Ein Bericht über die Gesamtergebnisse der Auswertung des Zuwachsverhaltens von Zwischenständern gibt UHL (2009) im Rahmen dieser Tagung.

### 3.3 Begrenzung des maximalen Vorrates

Im Gegensatz zum Z-Baum oder Auslesedurchforstungskonzept wird angestrebt, den stehenden Vorrat eines fichtenreichen Bestandes auf 400 – 500 Efm/ha zu begrenzen. Laubholzreiche Bestände sollten Vorräte zwischen 300 und 400 Efm/ha nicht überschreiten.

Entnahmen am Z1-Baum und die Strukturdurchforstung im Zwischenfeld zur Förderung der Z2-Bäume sowie die früh beginnende Zielstärkennutzung machen die Vorratsbegrenzung ab dem Alter 40 – 60 Jahre möglich.

Wie die Prognoserechnungen mit SILVA zeigen, führt die in Abbildung 5 dargestellte Steuerung der Vorratshaltung zu folgenden Effekten:

- Hoher laufender Nutzungssatz,
- In der JD steigende Nutzungssätze,
- In der AD Fortführung eines Nutzungssatzes von 100 - 120 Efm/Jahrzehnt und
- Verteilung der Endnutzung auf einen langen Zeitraum.

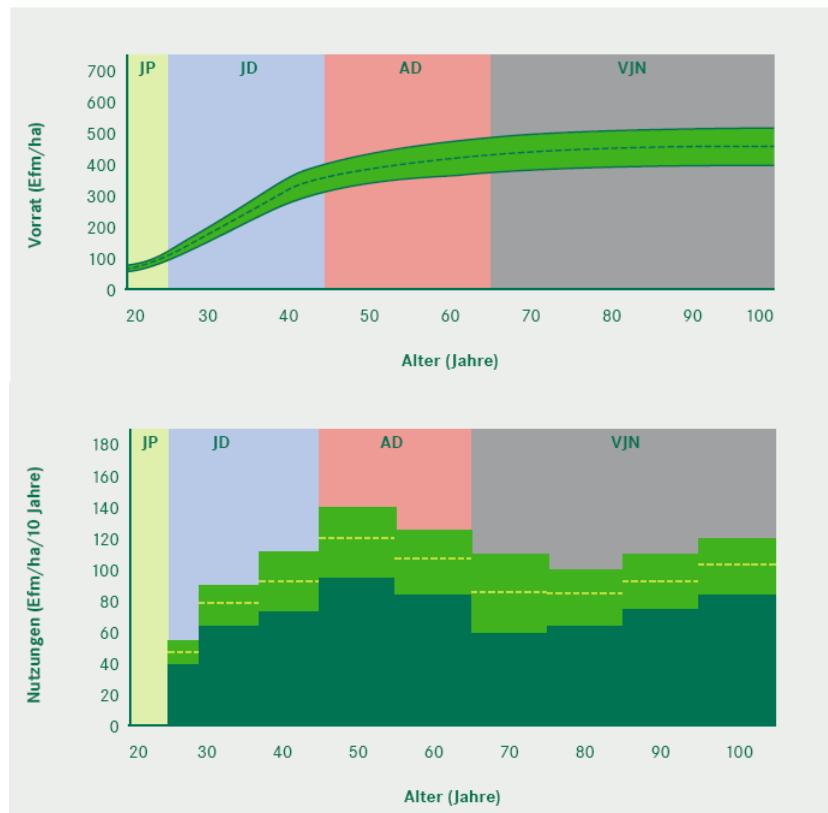


Abb. 5: Vorratshaltung von Fichten- und Fichten-Mischbeständen nach dem 100-Baumkonzept (oben) und die Nutzungsmengen/Jahrzehnt nach Silva-Simulationen (unten), die Strichierung im hellgrauen Bereich zeigt den Mittelwert, der hellgraue Bereich die Variation je nach Ausgangsstammzahl auf (BAYSF, 2009). Farblich getrennt sind die Entwicklungsphasen Jungbestandspflege (JP), Jungdurchforstung (JD), Altdurchforstung (AD) und Verjüngungsnutzung (VJN).

### 3.4 Zielstärkennutzung in nadelholzdominierten Mischbeständen

Durch die frühe Förderung der Z1 und der späten Förderung der Z2 ist zu Beginn der Verjüngungsphase der Bestand stark horizontal, teilweise auch vertikal differenziert. Diese Struktur unterstützt die Maßnahmen in der ca. 40-60 Jahre andauernden Verjüngungsphase.

Zunächst werden ca. ab dem Alter 65 Jahre ein Teil der Z1-Bäume geerntet (ca. 20 - 30 %/Jahrzehnt) und die frühzeitige Einbringung von Mischbaumarten beginnt. Ab Alter 80 - 100 Jahre stehen bereits die ersten Z2-Bäume zur Nutzung an. Es kommt zu einer weiteren Etablierung von Verjüngung und gleichzeitig wird die Holzernte fortgesetzt. Der fließende Übergang von Altbestand und Verjüngung nimmt mit zunehmender Andauer der Verjüngungsphase zu.

Abbildung 6 zeigt beispielhaft die Entwicklung eines Z1-Baumes und zwei unterschiedlicher Z2-Bäume über der Zeit. Der Z1-Baum wächst ab Alter 60 in den Zielstärkenkorridor hinein, der schneller wachsende Z2-Baum (Z2\_a) erreicht im Alter von 80 Jahren und der langsamer wachsende Z2-Baum (Z2\_b) im Alter von 95 Jahren den Zielstärkenkorridor. Abhängig von der Bestandesstruktur gehören sie ab diesem Zeitpunkt dem Kollektiv der Zielstärkenbäume an.

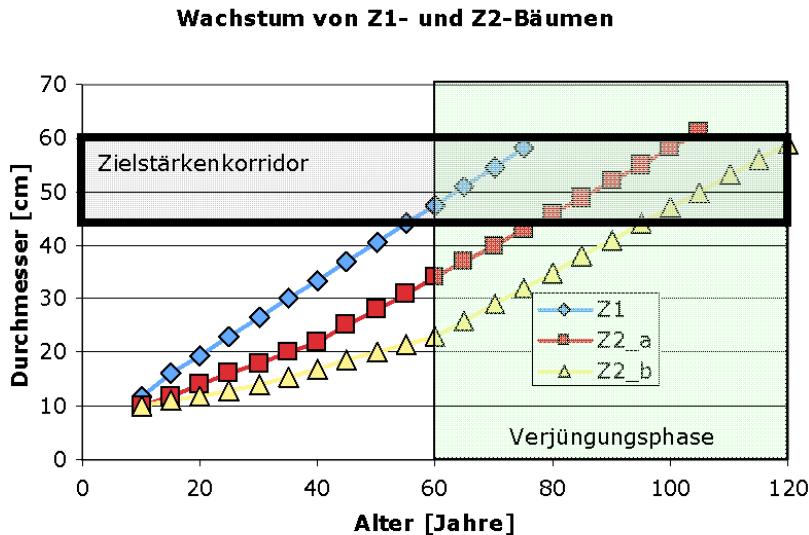


Abb. 6: Beispielhafte Darstellung des Wachstums von Z1- und Z2-Bäumen über dem Alter. Dargestellt sind die unterschiedlichen Zeitpunkte im langen Zeitfenster der Verjüngungsphase, in denen Z1- und Z2-Bäume in den Zielstärkenkorridor hineinwachsen. Z2\_a repräsentiert einen relativ schnell wachsenden Z2-Baum, während Z2\_b einen langsamer wachsenden Typus darstellt.

## 4 Diskussion des Konzepts

### 4.1 Standraum und Produktivität

Die Zusammenhänge zwischen Ausgangsdichte und Durchforstungsstärke sind zentrale Forschungsthemen auf langfristigen Versuchsflächen.

Die wechselseitige Abhängigkeit („trade-off“) zwischen Produktionsleistung des Gesamtbestandes und Zuwachslenkung auf ausgewählte Bestandesglieder sind in neueren Arbeiten (NICKEL et al., 2007; NICKEL et al., 2008, HERBSTRITT et. al 2006) deutlich herausgearbeitet worden.

Zusammenfassende Ergebnisse aus diesen Arbeiten:

Eine geringere Bestandesdichte (Ausgangsstammzahl) steigert die Einzelbaumdimension.

Frühe Durchforstung fördert die Durchmesserentwicklung besonders stark, ohne dass die Zuwachsverluste durch den Eingriff zu groß werden. Der „trade-off“ ist in jungen Beständen besonders gering.

Jede Durchforstung bedeutet eine „Alterung“ des verbleibenden Bestandes und damit eine Abnahme der Reaktionsfähigkeit auf weitere Durchforstungseingriffe.

Je stärker die Durchforstung, um so schneller verläuft die physiologische Alterung. Damit verlieren die Bestände die Fähigkeit, Dichteabsenkungen durch Mehrzuwachs abzupuffern.

Als Konsequenz daraus lässt sich ableiten, dass ein früher Beginn der Durchforstung mit mäßiger Eingriffsstärke und intensivem Turnus erhebliche Vorteile gegenüber anderen Konzepten hat.

Gleichzeitig gilt, dass Bäume mit sehr großen Kronen flächenbezogen eine verminderte Zuwachsleistung erbringen, weil sie weniger zuwachseffizient sind (PRETZSCH et al., 2002). Deshalb ist es ratsam, eine Durchforstungsstärke zu wählen, die Stabilität und Kronenlänge fördert ohne dabei die Kronengröße zu maximieren. Darüber hinaus ist es möglich, durch kürzere Eingriffsintervalle das Standraumangebot kontinuierlich zu erweitern. Damit können flächenbezogene Zuwachsverluste durch nicht nutzbare Bestandeslücken vermieden werden, ohne dass die Entwicklung des Zielbaumes gebremst verläuft.

Die kontinuierliche Förderung von nur 100 Z1-Bäume führt in fichtendominierten Beständen dazu, dass in der Bestandesstruktur neben den Zielbäumen ein strukturiertes Zwischenfeld erhalten bleibt. Bäume im Unter- und Zwischenstand sind in „ineffizienten“ Stadien. Können diese durch Durchforstung in „effiziente“ Bereiche verlagert werden, bleibt der Zuwachs im Bestand hoch (Abb. 7) (PRETZSCH, 2006). In stärker aufgelichteten Beständen ist dieses Reaktionsmuster nicht mehr gegeben.

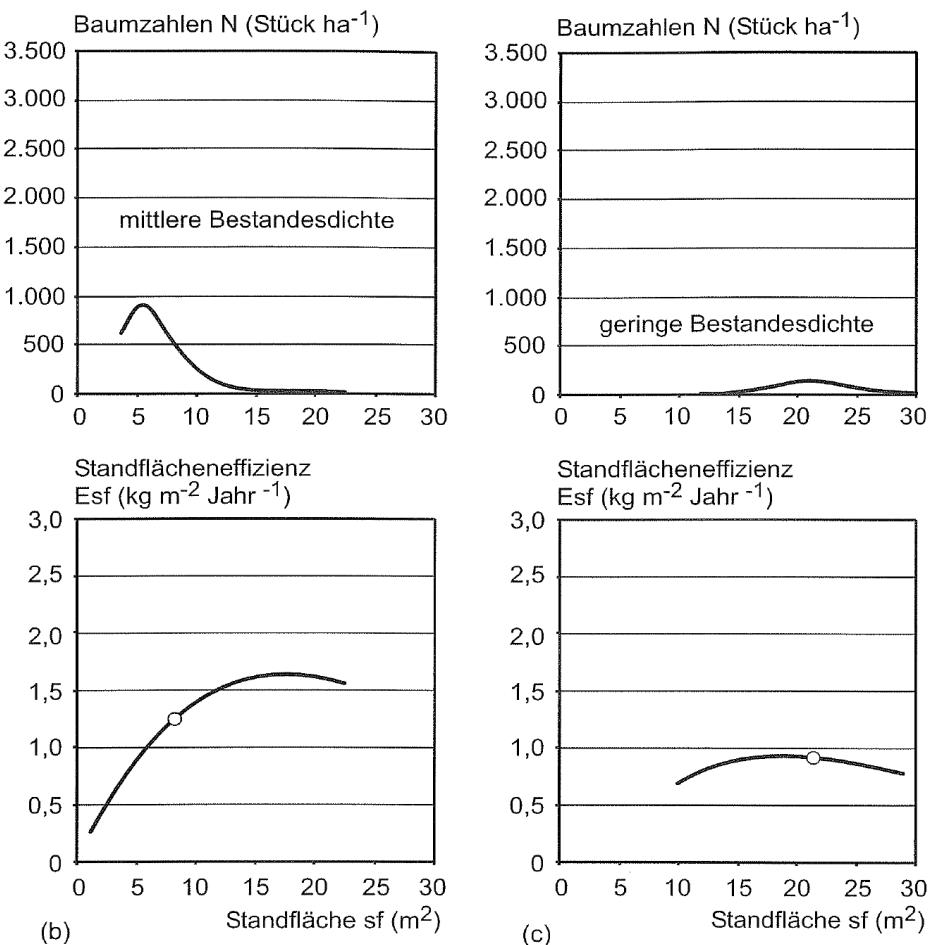


Abb. 7: Kombinationswirkung von Häufigkeitsverteilung der Standflächen sf (oben) und Standflächeneffizienz der Einzelbäume Esf (unten) auf den Biomassenzuwachs des Bestandes (unten, eingetragene Kreise) in schematischer Darstellung nach PRETZSCH (2006) bei mittlerer und geringer Bestandesdichte. Stark aufgelichtete Bestände erbringen suboptimalen Zuwachs.

Diese Reaktionsfähigkeit der Z2-Bäume gibt es bei Tanne, Fichte, Douglasie und Buche. Aus Untersuchungen von SCHMITT (1994) in dauerwaldartig bewirtschafteten Beständen ist bekannt, dass allerdings nur ein Teil der als Z2-Bäume geeignet erscheinenden Kandidaten tatsächlich ihr Zuwachsverhalten umstellen können.

## 4.2 Strukturierung durch Vorratsbegrenzung

Der Aspekt „Begrenzung des maximalen Vorrats“ ist in traditionellen Behandlungskonzepten, die für den Alterklassenwald entwickelt wurden, nicht vorgesehen. In Hinblick auf das Ziel der Strukturierung gibt es allerdings aus dem Bereich der naturgemäßen Waldwirtschaft und der Plenterwirtschaft reichhaltige Erfahrungen. Zur Strukturierung von Beständen ist der Abstand der Z-Stämme zu vergrößern (REININGER, 1992). „Allein in der Nutzung erntereifer Stämme liegt die formende Kraft gestufter Waldstrukturen“ (REININGER, 1992, S. 126). Eine Plenterstruktur ist nur in Verbindung mit einem mengenmäßig begrenzten Holzvorrat denkbar (SCHÜTZ, 2002). Die Überführung von gleichförmigem Hochwald in strukturierte Bestände ist möglich, ein geeignetes Mittel dazu ist die Strukturdurchforstung (SCHÜTZ, 2002).

Die Struktur ist ein wichtiger Indikator für die Funktionalität von Wäldern. Ein Aspekt ist die Sicherung der Artenvielfalt durch Sicherung der Biotopvielfalt. Struktureiche Wälder sichern die Multifunktionalität im Wald (SCHÜTZ, 2002).

Ein weiterer Aspekt, eines der Grundziele des vorgestellten Konzeptes, ist die Reduktion des Risikos in Fichtenbeständen. Hierbei kommt der Resilienz, also der Fähigkeit, Störungen abzupuffern, eine besondere Bedeutung zu. Die Resilienz ist in struktureichen Wäldern wesentlich größer als in Altersklassenwäldern (SCHÜTZ, 2002; PRETZSCH, 2003).

Als Konsequenz lässt sich ableiten, dass die Sicherung der Mischungsanteile und die Erhöhung der Struktur in unseren Mischbeständen durch Vorratsbegrenzung möglich ist und dadurch die Stabilität gegen Störeinflüsse gestärkt wird.

## 4.3 Validierung des Konzeptes mit dem Wuchsmodell Silva

In einem weiteren Schritt wurde das vorgestellte Behandlungskonzept mit dem Wuchsmodell SILVA (PRETZSCH, 2001) validiert (BAYSF, 2009). Ziel war, vor Einführung des Konzeptes auf der Basis von allgemeingültigen Wuchsgesetzmäßigkeiten Entwicklungstendenzen aufzeigen zu können und Handlungsspielräume zu definieren. Als Beispiel sollen hier die Entwicklung des laufenden Volumenzuwachses über der Zeit und die Entwicklung der Gesamtwertleistung diskutiert werden.

Das Ausgangsniveau der Zuwächse ist standortabhängig. Die selektiven Eingriffe um die Zielbäume führen in keiner Phase zu kritischen Zuwachseinbußen (Abb. 8). In der Phase der ersten Zielstärkennutzungen zusammen mit der Förderung des Z2-Kollektives kommt es zu einem Zuwachstief. Mit dem Übergang zu dauerwaldartigen Strukturen stabilisieren sich durch den Einwuchs die Zuwächse auf dem Niveau des durchschnittlichen Gesamtzuwachses für wüchsige Fichtenbestände.

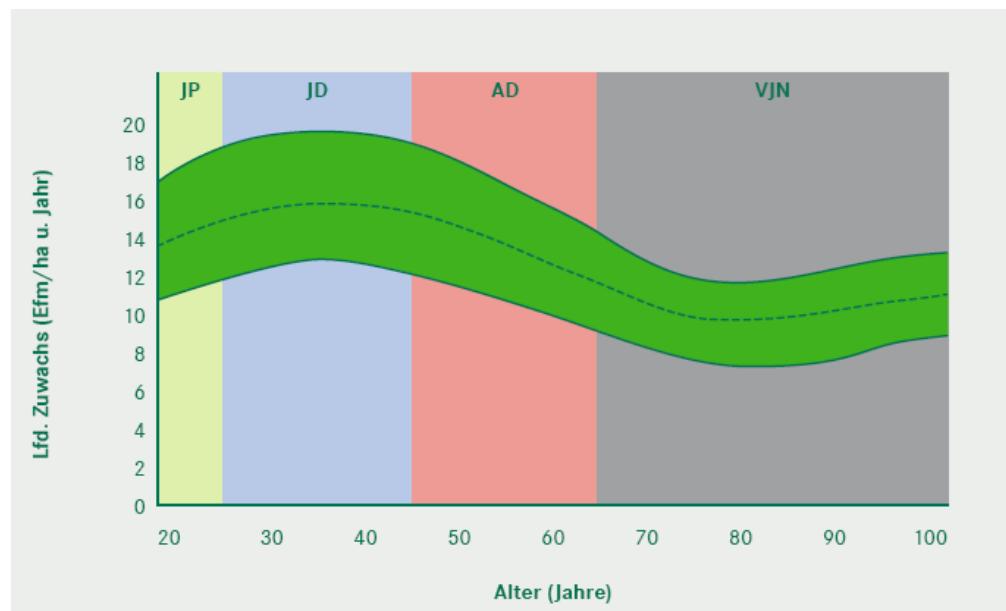


Abb. 8: Entwicklungstrends des Zuwachsniveaus bei Umsetzung des Behandlungskonzepts auf stabilen Standorten, abgeleitet aus SILVA Simulationen (BAYSF, 2009). Dargestellt ist der lfd. Volumenzuwachs (Bandbreite je nach Ausgangsdichte, Mittelwert gestrichelt) in Efm/ha und Jahr über der Zeitachse. Farblich getrennt sind die Entwicklungsphasen Jungbestandspflege (JP), Jungdurchforstung (JD), Altdurchforstung (AD) und Verjüngungsnutzung (VJN).

Als integrale Größe der Simulationsergebnisse kann die Betrachtung der Gesamtwertleistung eines Bestandes herangezogen werden. Die Gesamtwertleistung ist die ökonomische Ableitung der Gesamtwuchsleistung eines

Bestandes. Sie besteht aus der Aufsummierung aller Kosten und Erträge des stehenden Bestandes und der Nutzungen. In Abbildung 9 ist der Entwicklungskorridor für das Z1/Z2-Konzept im Vergleich zu einem klassischen Auslesedurchforstungskonzept dargestellt. Der spätere Ersteingriff und die größere Zahl geförderter Bäume führen anfänglich beim Auslesedurchforstungskonzept zu einer höheren Wertentwicklung als beim 100-Baum-Konzept. Je länger der Betrachtungszeitraum, desto geringer wird der Unterschied in der Gesamtwertleistung trotz sehr unterschiedlicher Behandlungsstrategien.

Als Ergebnis kann festgehalten werden, dass die Gesamtwertleistung des 100-Baum-Konzeptes mit dem eines Auslesedurchforstungskonzept vergleichbar ist (grau schraffierter Bereich). Gleichzeitig sind die waldbaulicher Freiheit und die Stabilität im Bestand angestiegen.

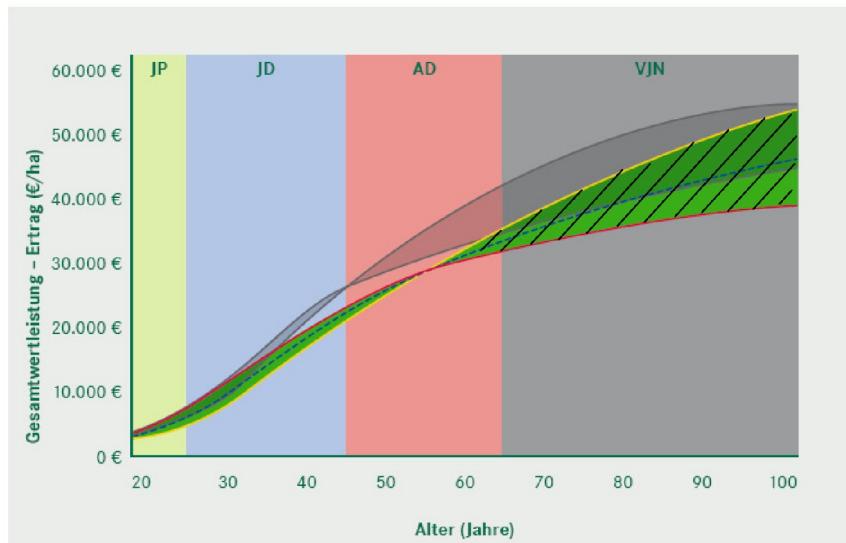


Abb. 9: Trends der Gesamtwertleistungen bei Umsetzung des 100-Baumkonzepts (schraffierter Bereich) bei hoher und niedriger Ausgangsstammzahl im Vergleich mit einer Auslesedurchforstung (hellgrauer Bereich) auf stabilen Standorten, abgeleitet aus SILVA (BAYSF, 2009). Farblich getrennt sind die Entwicklungsphasen Jungbestandspflege (JP), Jungdurchforstung (JD), Altdurchforstung (AD) und Verjüngungsnutzung (VJN).

## 5 Schlussbetrachtung

Das 100-Baumkonzept baut auf 3 einfachen Grundregeln auf:

1. Förderung von 100 Zielbäumen (Z1)
2. Herausarbeiten von weiteren 50-100 Z2-Bäumen bei Fichte und Tanne
3. Begrenzung des Vorrates auf max. 300 - 500 Efm je nach Mischungsanteil Laubholz/Nadelholz.

Damit wird sichergestellt, dass bis zum Eintritt in die Verjüngungsphase bei der Fichte alle herrschenden Mischbaumarten im Bestand gesichert sind. Gleichzeitig wird ein strukturreicher Bestand erzeugt, der hinsichtlich Stabilität, Resilienz und ökologischer Wertigkeit einen hohen Zielerfüllungsgrad gewährleistet. Die Ergebnisse der SILVA-Simulationen haben gezeigt, dass einzelbaumorientierte Wuchsmodelle gut geeignet sind, die Effizienz solcher Behandlungskonzepte aufzuzeigen.

Die praktische Umsetzung des vorgestellten Konzepts erfolgt in Fichten- und Fichtenmischbeständen bei den Bayerischen Staatsforsten flächendeckend seit Oktober 2008. Es ist eine hohe Akzeptanz des Konzepts in den Forstbetrieben festzustellen. Ein Quereinstieg in das Konzept ist in Beständen, die bisher anders behandelt wurden, sehr häufig möglich. Die Resultate aus den ersten Durchforstungen sind hinsichtlich Struktur und Ökonomie überzeugend. Grenzen findet das Konzept in älteren, lange niederdurchforsteten Beständen.

Derzeit wird das Konzept für buchenreiche Bestände weiterentwickelt. Kernelement bleibt das 100-Baumkonzept mit Vorratsbegrenzung und Elementen der Strukturdurchforstung.

## 6 Literatur

- ABETZ, P., 1975: Eine Entscheidungshilfe für die Durchforstung von Fichtenbeständen. AFZ, Jg. 30, S. 666-667
- ABETZ, P., 1979: Beiträge zur Bestandespfllege. AFJZ, Jg. 90, S. 287-291.
- BAYSF, 2009: Waldbauhandbuch Bayerische Staatsforsten. Bewirtschaftung von Fichten- und Fichtenbuchenmischbeständen im Bayerischen Staatswald. Bayerische Staatsforsten, Regensburg, 81 Seiten.
- BURSCHEL; P., HUSS, J., 1987: Grundriß des Waldbaus. Paul Parey Verlag Hamburg und Berlin, 352 Seiten
- DENGLER, A., 1990: Waldbau Band 2, Paul Parey, 314 Seiten
- HEIN, S., 2009 Wertholzproduktion mit Buche, Eiche, Esche und Ahorn. AFZ H. 5, S. 240-242
- HERBSTRITT, S., KOHNLE, U., ABETZ, P., KENK, G., (Hrsg.), 2006: The European Stem Number Experiment in Norway Spruce (*Picea abies* (L.) Karst) 3. Report. Berichte Freiburger Forstlicher Forschung, Heft 66, 132 Seiten.
- KLÄDTKE, J., ABETZ, P., 2004: Durchforstungshilfe 2004. Eigenverlag, 18 Seiten
- NICKEL, M., KLEMMLT, H.J., SEIFERT, TH., UHL, E., PRETZSCH, H., 2008: Wachstum der Fichte je nach Ausgangsstammzahl und Behandlung. AFZ-Der Wald, H. 21, S. 1146-1151.
- NICKEL, M., KLEMMLT, H.J., UHL, E., PRETZSCH, H., 2007: Der Standraum- und Durchforstungsversuch Weiden 611. AFZ-Der Wald, H. 24, S. 1316-1319.
- NIEDERSÄCHSISCHE LANDESFORSTEN, 1997: Entscheidungshilfen zur Behandlung und Entwicklung von Buchenbeständen, Nr. 33, 24 Seiten
- PRETZSCH, H., UTSCHIG, H., BACHMANN, M., 2002: Innovation durch Kontinuität – Das ertragskundliche Versuchswesen in Bayern. In: BLEYMÜLLER, H. et al. (Hrsg.), 250 Jahre Bayerische Staatsforstverwaltung – Rückblicke, Einblicke, Ausblicke. Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, München, Seiten 425-443.
- PRETZSCH, H., 2001: Modellierung des Waldwachstums. Parey Bucheverlag Berlin, 339 Seiten.
- REININGER, H., 1992: Zielstärken-Nutzung. Österreichischer Agrarverlag, 163 Seiten
- SCHMITT, M., 1994: Waldwachstumskundliche Untersuchungen zur Überführung fichtenreicher Baumhölzer in natrunahe Mischbestände mit Dauerwaldcharakter. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 144, 223 Seiten
- SCHÜTZ, J.-Ph., 2002: Die Plenterung und ihre unterschiedlichen Formen. Skript zur Vorlesung Waldbau II und Waldbau IV, Eigenverlag, 126 Seiten
- STIMM und BORK, 2009: Variabilität des Zuwachsverhaltens unter- und zwischenständiger Bäume nach Freistellung am Beispiel der Fichte, Diplomarbeit am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde TU München, in Arbeit.
- UHL, E., 2009: Variabilität des Zuwachsverhaltens unter- und zwischenständiger Bäume nach Freistellung am Beispiel der Fichte, Tagungsbericht Sektion Ertragskunde 2009, in Druck.
- WILHELM, G.J., LETTER H-A., EDER, W., 1999: Konzeption einer naturnahen Erzeugung von starkem Wertholz. AFZ/Der Wald, H. 5, S. 223-240.
- PRETZSCH, H., 2006: Von der Standflächeneffizienz der Bäume zur Dichte-Zuwachs-Beziehung des Bestandes. Beitrag zur Integration von Baum- und Bestandesebene. AFJZ, Jg. 177, H. 10, S. 188-199.
- PRETZSCH, H., 2003: Diversität und Produktivität von Wäldern. AFJZ, Jg. 174, H. 5-6, S. 88-98.

# Variabilität des Zuwachsverhaltens unter- und zwischenständiger Bäume nach Freistellung, ein Beitrag zur Baumart Fichte (*Picea abies* (L.) KARST.)

Enno Uhl

*Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München, Am Hochanger 13, 85354 Freising*

## Zusammenfassung

Fichten zeigen auch in fortgeschrittenem physikalischen Alter die Fähigkeit auf Freistellung ihr Durchmesserwachstum zu steigern. Bäume mit geringerer Dimension reagieren dabei stärker. Zielstärkenutzung führt zu einer Differenzierung der Baum- und Kronengrößen bei unter- und zwischenständigen Fichten. Diese Aspekte sind die zentralen Ergebnisse einer Untersuchung zum Zuwachsverhalten freigestellter, unterständiger Fichten. Die Studie stützt sich auf 60 Probetäume aus einem, im Durchschnitt 115 Jahre alten Fichten-Kiefernbestand stockend auf einer eiszeitlichen Schotterterrasse. Der Bestand wird seit etwa 25 Jahren im Sinne einer Zielstärkenutzung durchforstet.

## Summary

Even in advanced physical age, Norway spruce shows ability to accelerate increment in diameter whereas trees with lesser dimension react more heavily. Forest management by thinning at target diameter leads to differentiation of tree and crown diameters. These aspects result from a study comprising 60 sample trees of Norway spruce from a 115 year old stand of Norway spruce and Scots pine. Since at least 25 years the stand was managed by means of harvesting target diameter.

## Einleitung

Waldbaukonzepte greifen jüngst zunehmend den Dauerwaldgedanken auf. Nicht mehr einschichtige Reinbestände sind Ziel waldbaulichen Handelns, sondern vielmehr vertikal und horizontal reich strukturierte Mischbestände. Im Plenterwald sind solche Zielvorstellungen besonders weitreichend verwirklicht (SPATHELF 1999, REININGER 2000). Geprägt sind hierbei waldbauliche Maßnahmen durch die Entnahme hiebsreifer Individuen. Die entstehenden Lichtschäfte geben ausreichend Raum für die Entwicklung der Unter- und Zwischenschicht. Die Überführung insbesondere von Fichtenreinbeständen in Bestände mit Dauerwaldcharakter ist anspruchsvoller (HANEWINKEL 1996) und erfordert die Kenntnis über das Wachstumspotential und Reaktionsvermögen bisher unterständiger Fichten. Auch mit dem neuen Pflegekonzept für die Fichte für den Staatswald in Bayern sollen die auf großer Fläche stockenden einschichtigen Reinbestände auf absehbare Zeit in strukturreiche Bestände umgewandelt werden, die je nach Standort unterschiedliche Anteile an Mischbaumarten enthalten (SCHRÖPFER et al. 2009).

Die hier vorgestellten Ergebnisse sind Bestandteil einer größer angelegten, begleitenden Studie zum neuen Pflegekonzept für die Fichte der Bayerischen Staatsforsten AöR. Dabei soll standortdifferenziert das Wachstums- und Entwicklungspotenzial unter- und zwischenständiger Fichten untersucht werden, um deren prinzipielle Eignung als künftige Zuwachsträger zu eruieren. Neben der Anlage permanenter Versuchsflächen in Fichtenbeständen unterschiedlichen Alters in den Forstbetrieben Wasserburg, Waldsassen und Zusmarshausen wurden an jedem Standort in benachbarten Beständen unter- und zwischenständige Fichten beprobt und jahrringanalytisch untersucht. Ausgewählt wurden Bestände, die bereits eine Strukturdurchforstung entweder gezielt oder durch Windwurf erfahren hatten. Ziele vorliegender Arbeit sind (1) die Ermittlung individueller Zuwachsreaktionen von freigestellten Fichten, die zuvor lange Zeit im Druckstand waren, (2) die Identifizierung äußerer Baumerkmale, die auf eine Reaktionsfähigkeit schließen lassen sowie (3) die Aufdeckung möglicher Standortunterschiede. Im Folgenden werden die Ergebnisse aus dem Forstbetrieb Wasserburg dargestellt.

## Material und Methoden

Im Forstbetrieb Wasserburg wurde ein 105 bis 125 Jahre alter Fichten-Kiefernbestand beprobt. Die Inventurdaten weisen in der Oberschicht einen grundflächenbezogenen Anteil von 84% für die Fichte aus, 16% entfallen auf die Kiefer. Der Bestand stockt auf mäßig frischen, steinig sandigen Lehmen (Standortseinheit 102), die zum Teil eine mittelstarker Feinlehmauflage aufweisen (Standortseinheit 302). Die Meehreshöhe beträgt ca. 415 m. Klimatisch ist der Bestand durch eine Jahresmitteltemperatur von 7,9°C sowie etwa 900 mm Niederschlag im Jahr geprägt.

Vor etwa 25 Jahren wurde durch den örtlichen Revierleiter damit begonnen, den Bestand nach Zielstärke zu nutzen. Durch die stärkeren Eingriffe in der Oberschicht entstand insbesondere für unterständige Fichten ein höheres Lichtangebot. Im Rahmen vorliegender Untersuchung, also 25 Jahre später wurden im Bestand 60 unterständige Fichten nach den Kriterien "nicht herrschende Bäume" sowie "erkennbare Freistellung" zufällig ausgewählt. Es wurde darauf geachtet, dass das Kollektiv sowohl bzgl. des Durchmessers (10 bis 30 cm) sowie hinsichtlich der Kronenlänge eine gewisse Spreitung aufwies. Zusätzlich wurden zwei herrschende Bäume erfasst. Das Aufnahmeprogramm umfasste die Messung des Brusthöhendurchmessers (BHD), der Baumhöhe, der Kronenansatzhöhe sowie der Kronenbreite in acht Richtungen. Als Kronenansatz wurde der unterste grüne

Primärast angenommen. Von jedem Baum wurden zwei Bohrspäne jeweils im Winkel 180° zueinander in 1,10 m Höhe gewonnen. Als Konkurrenzmaß wurde an jedem Baum durch Winkelzählprobe mit dem Spiegelrelaskop die Grundfläche des umgebenden Bestandsteils ohne den Probebaum erfasst. Nach der Datenerhebung wurden sechs der gemessenen unverständigen Fichten gefällt und jeweils 5 Stammscheiben in verschiedenen Höhen entnommen. Aus den gemessenen Kronenradien wurde die Kronenmantelfläche der einzelnen Kronen im Anhalt an PRETZSCH (1992) berechnet. Die gewonnenen Bohrspäne wurden mit Hilfen eines Digitalpositiometers nach Johann analysiert und die Ergebnisse digitalisiert. Die Messung der Jahrringbreiten exzentrisch gebohrter Bohrspäne wurden durch eine Korrektur bereinigt. Dies erfolgte durch Multiplikation der gemessenen Jahrringbreite mit dem Cosinus des Winkels der Strecken "gemessene Jahrringbreite" und "Senkrechte auf die Tangente des Jahrrings am Meßpunkt".

Eine grobe Analyse der Jahrringverläufe der Probäume offenbarte zwei Aspekte. Die beginnende Zielstärkenutzung vor etwa 25 Jahren führte beim überwiegenden Teil der Probäume zu einer Zunahme des Durchmesserzuwachses. Für die Analyse der Reaktionsfähigkeit unverständiger Fichten wurden deshalb aus den Datensätzen zwei Zuwachsperioden extrahiert, die jeweils 10 Jahre vor dem Eingriff und 10 Jahre nach dem Eingriff umfassen. Der längerfristige Wachstumsverlauf wurde nicht weiter berücksichtigt, insbesondere auch deshalb, weil in den folgenden Jahren weitere Eingriffe in der Oberschicht erfolgten und den individuellen Wachstumsverlauf beeinflussten. Die Unterschiede im mittleren Durchmesserzuwachs der betrachteten Perioden ( $\Delta zd = zd_{(1988-1997)} - zd_{(1975-1984)}$ ) fungiert als Vergleichsparameter mit anderen Baumerkmalen. Wegen zweier, aufeinander folgenden starker Eingriffe liegen die Perioden um vier Jahre auseinander. Weiter erschien eine Cluster-Analyse sinnvoll, da Gruppen von Probäumen ähnliche Wachstumsverläufe andeuteten. Für die vorliegende Darstellung wurde auf die Minimum-Varianz-Methode nach WARD zurückgegriffen (beschrieben in BORTZ 1993). Als Clusterbasis wurde dabei die am durchschnittlichen Jahrringverlauf normierten Zuwachsgänge verwendet.

Zur Aufdeckung möglicher Zusammenhänge zwischen Zuwachsreaktion und äußeren Baumerkmalen wie Kronenlänge, Kronenmantelfläche oder h/d-Verhältnis wurden die Charakteristika mit dem Zuwachssprung zwischen den genannten Perioden korreliert (Methode nach PEARSON).

### **Ergebnisse**

Die im Folgenden beschriebenen Zustandsgrößen beziehen sich auf das Aufnahme im Frühjahr 2009. Das Durchmesserspektrum der erfassten Probäume schwankt zwischen 13 cm und 38 cm BHD. Der Schwerpunkt der gemessenen Durchmesser liegt dabei in der Klasse 20-25 (siehe Abbildung 1). Die Höhenverteilung weist eine Spreitung von 13,5 m bis 29,1 m auf, im Durchschnitt liegt die Höhe bei 21,5 m. Auch bezüglich der Kronenlänge sowie der Kronenmantelfläche weisen die Probäume eine große Bandbreite auf. So schwankt die Kronenlänge zwischen 6 m und 17 m. Die Kronenmantelfläche liegt zwischen 59 m<sup>2</sup> und 287 m<sup>2</sup>. Das h/d-Verhältnis der Probäume beträgt im Mittel 91, wobei Werte zwischen 71 und 111 erreicht werden.

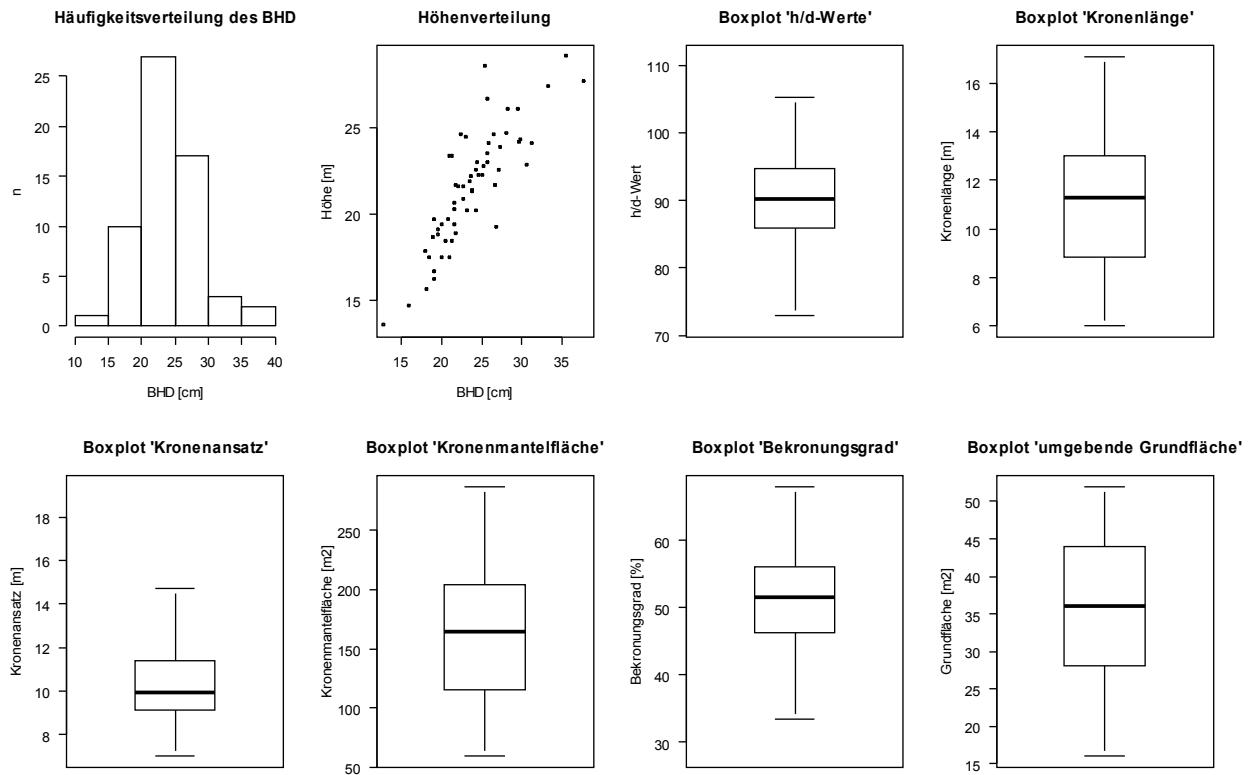


Abbildung 1: Statistische Beschreibung des Aufnahmekollektivs (n=60)

Die Jahrringanalyse ergab, dass auch die erfassten Probäume ein Alter von etwa 105 bis 120 Jahren aufweisen. Sie sind somit ebenso alt wie die Oberschicht und entstammen aus der selben Bestandsbegründungsphase. Aufgrund von Fäule im Kernbereich der Probäume konnten nicht alle gewonnenen Bohrspäne bis zum tatsächlichen Alter der Bäume ausgewertet werden. Für 56 Bäume konnten die Jahrringe bis auf 85 Jahrringe analysiert werden, sodass diese Datenbasis als Grundlage für die Clusteranalyse und weitere Auswertung dienen.

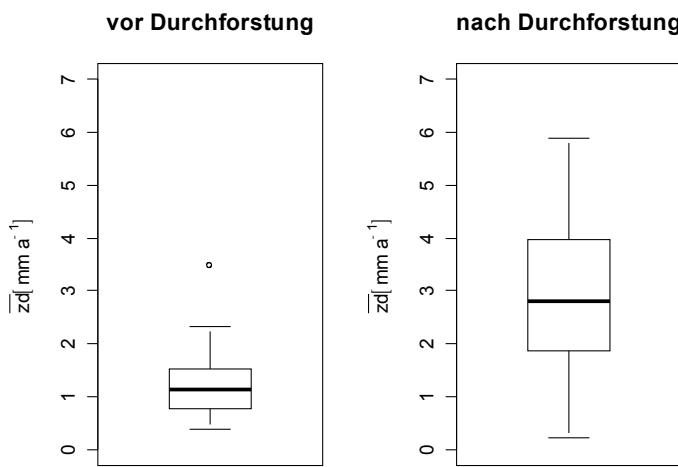


Abbildung 2: Vergleich des periodischen jährlichen Durchmesserzuwachses in den Zehnjahresperioden (n=56)

Die zwei betrachteten Zuwachsperioden weisen eine Differenz des mittleren periodischen Zuwachses um +1,67 mm a<sup>-1</sup> auf. Der gepaarte t-test für die Zuwachsperioden zeigt, dass sich die Zuwächse hoch signifikant

unterscheiden ( $p<0,0001$ ) (vergleiche auch Abbildung 2). Die weitere Analyse stützt sich deshalb auf den Durchmesserzuwachssprung zwischen den Perioden, wobei als Variable die absolute Zunahme verwendet wird. An welchen äußeren Baumerkmalen kann die Reaktion des Baumes auf Freistellung abgeschätzt werden? Um diese Frage zu beantworten, wurde der statistische Zusammenhang des Zuwachssprungs mit heutigen und damaligen Baumdimensionen über lineare Modelle mit jeweils einer unabhängigen Variablen untersucht. Für das Gesamtkollektiv ( $n=56$ ) werden hierbei die Parameter Baumhöhe, h/d-Wert, Kronenlänge, Kronenansatz, Bekronungsgrad, Kronenmantelfläche umgebende Grundfläche sowie der BHD vor dem Eingriff dargestellt. Die Ergebnisse zeigen Tabelle 1. Bei durchwegs geringer Erklärungsgüte ( $R^2$ -Wert) zeigen die Parameter z.T. signifikante bis höchst signifikante Zusammenhänge. Am höchsten signifikant hängt der Durchmessersprung mit dem Bekronungsgrad, positiv korreliert, zusammen. Hoch signifikant wirken h/d-Wert sowie der BHD vor der Durchforstung bei negativer Korrelation. Einen signifikanten Einfluss zeigen Kronenlänge und Kronenmantelfläche, die jeweils positiv korrelieren. Den schwächsten Zusammenhang zwischen Zuwachssprung und aktuellen Baumparametern zeigt die Baumhöhe.

Tabelle 1: Korrelationskoeffizient, Bestimmtheitsmaß sowie Irrtumswahrscheinlichkeit der linearen Modelle aus dem Zuwachssprung ( $\Delta zd$ ) sowie den einzelnen Baumparametern

<b>Lineares Modelle: <math>\Delta zd</math> (abhängige Variable)</b>			
<b>unabhängige Variable</b>	Korrelationskoeffizient <i>r</i>	Bestimmtheitsmaß $R^2$	Irrtumswahrscheinlichkeit p-Wert
Baumhöhe	-0,1050	0,0000	0,4248
h/d Wert	-0,4072	0,1514	0,0012
Kronenlänge	0,2928	0,0699	0,0232
Kronenansatz	-0,4550	0,1934	0,0003
Bekronungsgrad	0,4879	0,2249	0,0008
Kronenmantelfläche	0,3286	0,0926	0,0104
umgebende Grundfläche	-0,4018	0,1470	0,0015
BHD vor Df	-0,4301	0,1710	0,0006

Die Clusterung der am durchschnittlichen Durchmesserzuwachs pro Baum normierten jährlichen Zuwächse mit Hilfe der WARD-Methode lieferte Gruppen mit ähnlichem Jahrringverlauf. Auf mittlerem Aggregationsniveau konnten insgesamt vier Cluster identifiziert werden. In den folgenden Abbildungen sind jeweils auf der linken Seite die individuellen Jahrringverläufe der Bäume einer Gruppe dargestellt. Auf der rechten Seite zeigt die durchgezogene Linie jeweils den durchschnittlichen Zuwachsverlauf der Gruppe an. Die gestrichelten Linien kennzeichnen jeweils die zweifache Standardabweichung, die bei allen Gruppen eine enge Variation signalisiert. Clustergruppe 1 zeichnet sich durch eine Phase mit relativ höherem Zuwachs im jüngeren Alter aus, die dann von einer Phase mit geringem Zuwachs abgelöst wird. Erst in den vergangenen zehn Jahren findet eine Zuwachssteigerung statt. Lediglich 4 Probebäume wurden dieser Gruppe zugewiesen. Gruppe 2 ist geprägt durch heterogene Zuwachsperioden. Zuwachsstarke Jahrgänge wechseln sich in rascher Abfolge mit schwächeren Zuwachsperioden ab. Sie ist mit 23 Individuen die stärkste Gruppierung. Gruppe 3 und 4 ist charakterisiert durch eine langanhaltende Zuwachsperiode mit relativ geringem Wachstum. Zum Zeitpunkt der Durchforstung erfahren die Individuen beider Gruppen einen intensiven Zuwachsschub. Sie unterscheiden sich lediglich in der Phase nach der Durchforstung, wobei in Gruppe 3 ( $n=11$ ) der Zuwachs weiter zunimmt (bis zu 300%), in Gruppe 4 ( $n=18$ ) auf erhöhtem Niveau mehr oder weniger konstant bleibt (etwa 200%). Insgesamt zeigen damit 52% der analysierten Bäume einen deutlichen Zuwachssprung nach der Durchforstung.

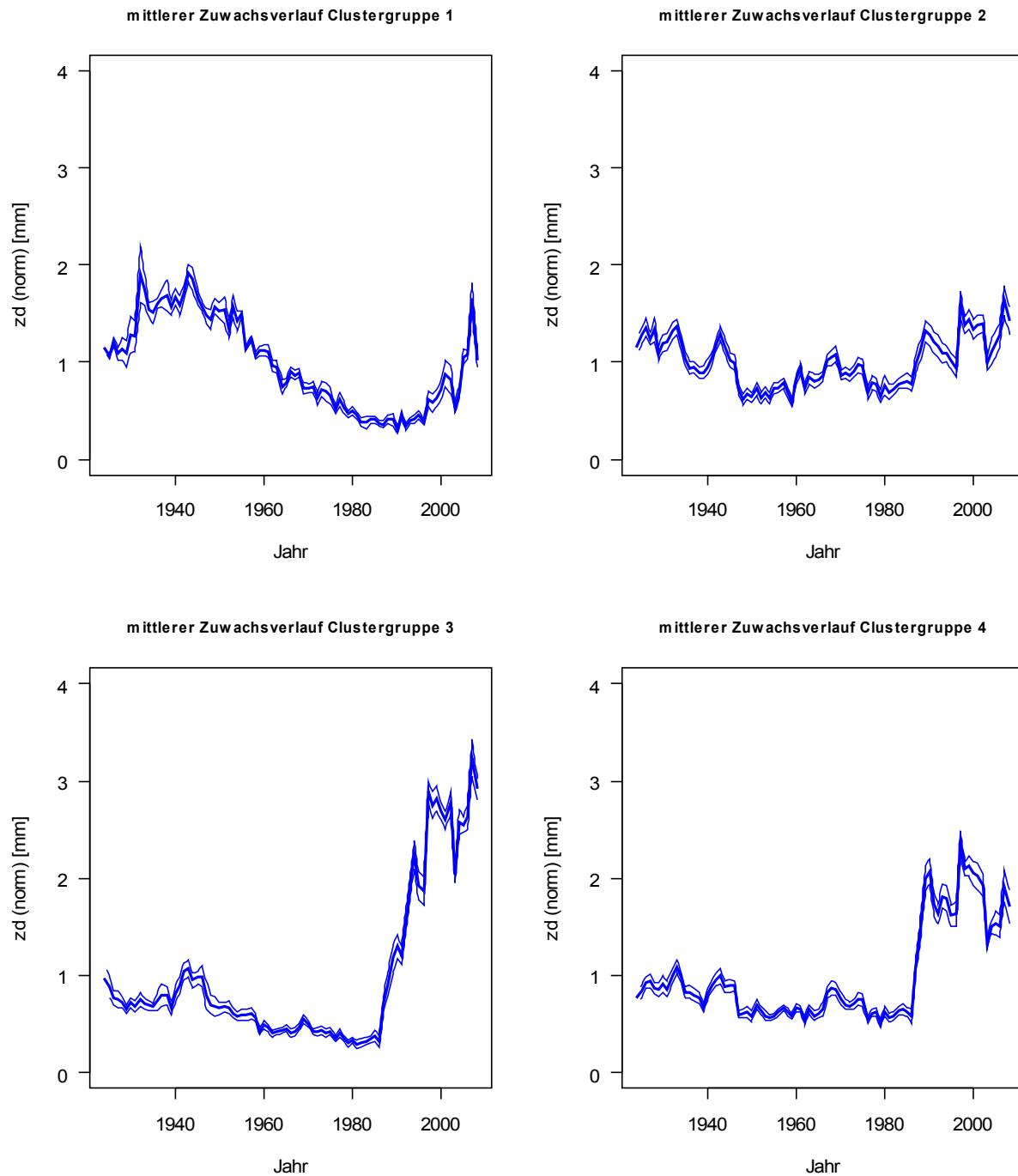


Abbildung 3: Mittlere Zuwachsverläufe der einzelnen Cluster (durchgezogene Linie). Gestrichelte Linien repräsentieren jeweils die Standardabweichung

Die Varianzanalyse offenbart einen höchst signifikanten Zusammenhang zwischen Gruppenzugehörigkeit und Zuwachssprung ( $p < 0,0001$ ). Dabei sind die Gruppen 3 und 4 von einander nicht jedoch gegenüber den Gruppen 1 und 2 signifikant verschieden. Gruppe 2 zeigt signifikante Unterschiede zu Gruppe 1. Die durchschnittlichen Durchmesserzuwächse nach Durchforstung zeigt Tabelle 2. Für Gruppe 3 bedeutet die Zunahme eine Steigerung um den Faktor 5,6.

Tabelle 2: Durchschnittliche Steigerung des Durchmesserzuwachses ( $\Delta zd$ ) der ausgeschiedenen Cluster nach Durchforstung in mm

	<b>Gruppe 1</b>	<b>Gruppe 2</b>	<b>Gruppe 3</b>	<b>Gruppe 4</b>
<b><math>\Delta zd</math></b>	-0,06375	0,78322	2,90978	2,44549

Die Gruppen wurden nun hinsichtlich ihrer Unterschiede bezüglich äußerer Baumerkmale untersucht. Tabelle 3 gibt eine Übersicht über die Mittelwerte der einzelnen Baumerkmale sowie die Irrtumswahrscheinlichkeit (p-value) bei Ablehnung der Null-Hypothese (die besagt, dass zwischen den Gruppen keine Unterschiede bestehen). Wobei die Gruppen 2, 3 und 4 jeweils gegen Gruppe 1 getestet wurden. Die rechte Spalte der Tabelle gibt die Irrtumswahrscheinlichkeit für das jeweilige Gesamtmodell wieder.

Tabelle 3: Durchschnittswerte von Baumerkmalen pro Cluster sowie Signifikanzniveau der Gruppe sowie des Gesamtmodells. Getestet wurde die Gruppen 2, 3 und 4 gegen Gruppe 1. Grau hinterlegt sind signifikante Werte.

lineares Modell aus ...		Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	p(Model)
<b>Baumhöhe ~ Cluster</b>	Durchschnitt [m]	19,2	22,0	20,0	21,8	
	p-value	0,0000	0,1100	0,6870	0,1550	0,1737
<b>h/d ~ Cluster</b>	Durchschnitt	101,6	93,3	85,2	85,0	
	p-value	0,0000	0,0621	0,0009	0,0062	0,0029
<b>Kronenlänge ~ Cluster</b>	Durchschnitt [m]	7,2	11,0	10,6	12,4	
	p-value	0,0000	0,0060	0,0190	0,0003	0,0030
<b>Kronenansatz ~ Cluster</b>	Durchschnitt [m]	12,1	11,1	9,3	9,4	
	p-value	0,0000	0,3938	0,0333	0,0267	0,0158
<b>Bekronungsgrad ~ Cluster</b>	Durchschnitt [%]	38,5	49,7	52,5	56,7	
	p-value	0,0000	0,0058	0,0017	0,0000	0,0002
<b>Kronenmantelfläche ~ Cluster</b>	Durchschnitt [ $m^2$ ]	81,5	159,3	159,3	193,8	
	p-value	0,0034	0,0091	0,0151	0,0003	0,0032
<b>umgebende Grundfläche ~ Cluster</b>	Durchschnitt [ $m^2$ ]	42,0	39,1	29,8	36,4	
	p-value	0,0000	0,4909	0,0086	0,1938	0,0078
<b>BHD vor Durchforstung ~ Cluster</b>	Durchschnitt [cm]	16,4	18,1	13,5	16,2	
	p-value	0,0000	0,3700	0,1550	0,9410	0,0074

Von allen getesteten Baumerkmalen liefert die Baumhöhe den geringsten Zusammenhang zwischen Gruppenzugehörigkeit und Durchmessersprung. Alle anderen Merkmale wirken gruppenspezifisch signifikant bis höchst signifikant auf die Zuwachssteigerung. Gruppe 4 weist hinsichtlich der Kronenausprägung jeweils die für die Produktion günstigsten Werte auf. Beim Konkurrenzwert (umgebende Grundfläche) fällt sie gegenüber der zuwachsstärkeren Gruppe 3 zurück. Bezogen auf den BHD vor Durchforstung ist das Modell hoch signifikant, jedoch zeigen sich Gruppen 2 bis 3 keinen signifikanten Unterschied zur Gruppe 1. Die Darstellung in Form von Boxplots (vgl. Abbildung 4) lässt die nährungsweise Abschätzung signifikanter Unterschiede zwischen den einzelnen Gruppen zu. Cluster 3 unterscheidet sich damit signifikant von den Clustern 2 und 4.

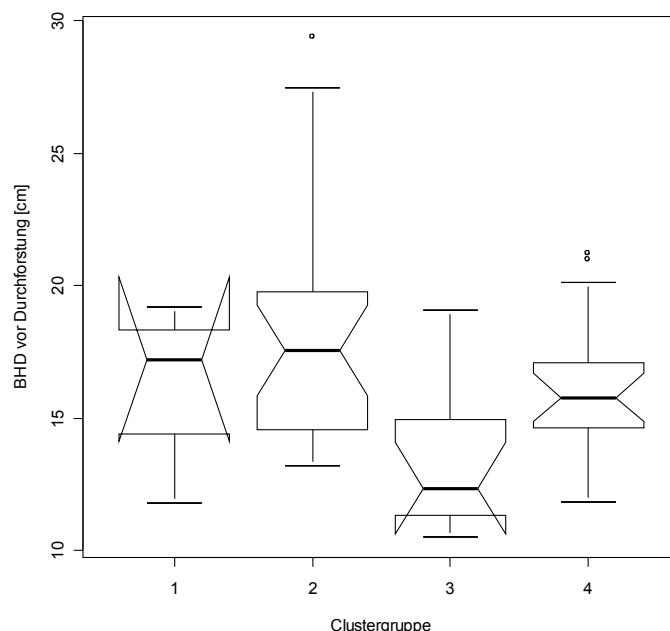


Abbildung 4: Boxplot zum Gruppenvergleich bzgl. des BHD vor Durchforstung. Nicht überlappende Einkerbungen signalisieren signifikante Unterschiede zwischen den Gruppen. Gruppe 3 ist von allen anderen signifikant verschieden.

## Diskussion

Die untersuchten Fichten in dieser Studie weisen eine hohe Spreitung ihrer heutigen Baumerkmale auf. Sie umfassen damit eine umfangreiche Palette an möglichen Entwicklungszuständen nach Freistellung unter- und zwischenständiger Fichten. Gleichzeitig decken sie eine große Varianz des Reaktionsvermögens auf. Im Zuge der Auswertung wurden aktuelle Baumerkmale (Aufnahme 2008) mit der Zuwachssteigerung aufgrund einer Durchforstungsmaßnahme, die etwa 25 Jahre zurückliegt, korreliert. Damit ist ein Rückschluss auf die Ausprägung der Baumerkmale zum Zeitpunkt der Durchforstung sicher nicht zulässig, da Ursache und Wirkung nicht auseinander gehalten werden können. SPATHELF (1999) stellte jedoch bei freigestellten, unsterändigen Fichten eine starke, positive Korrelationen zwischen Kronenlänge, Bekronungsgrad und Kronenmantelfläche und der mittleren Zuwachsreaktion einer 10-Jahresperiode nach Durchforstung fest. Dieser Zusammenhang scheint sich über die Zeit zu halten. Im Umkehrschluss lassen vorliegende Ergebnisse die Aussage zu, dass eine jetzige, produktionsgünstige Ausprägung der Krone wie hoher Bekronungsgrad oder große Kronenmantelfläche unter- und zwischenständiger Fichten die Folge einer Zuwachssteigerung in der Vergangenheit ist.

Lediglich der BHD ist als Dimensionsgröße zum Zeitpunkt der Durchforstung aufgrund der Bohrkernanalyse bekannt. Betrachten wir in diesem Zusammenhang das Gesamtkollektiv der Probestämme, so zeigt sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Stärke eines Baumes und seiner Reaktion bei Freistellung. In der Regel reagieren schwächere Bäume besser als stärkere. Der Cluster-Vergleich spiegelt zwar diese Tendenz nicht mit gleicher Deutlichkeit wider, sie wird aber dadurch gestützt, dass die Gruppe mit dem höchsten Zuwachssprung den geringsten mittleren Durchmesser vor Durchforstung aufwies. Dies legt den Schluss nahe, dass das ontogenetische (physiologische) Alter eines Baumes für seine Reaktionsfähigkeit verantwortlich ist. Bezogen auf das absolute Alter der Bäume belegen die Ergebnisse der vorliegenden Studie die Fähigkeit von Fichten, ihr Wachstumspotenzial bis zum Alter 80 bis 100 Jahr zu konservieren. Zu gleichem Ergebnis kommen auch SPATHELF (1999) und EPP (2004). Die Entfaltung der Zuwachssteigerung hängt dann im wesentlichen von anderen Faktoren ab.

Dies wird beispielsweise deutlich, wenn Cluster 3 und 4 hinsichtlich der Kronenparameter und des Freistellungsgrads verglichen werden. Hier weist Gruppe 3 zwar etwas ungünstigere Kronenparameter auf, der Zuwachssprung ist jedoch höher. Dies kann an der geringeren Konkurrenz liegen. Die umgebende Grundfläche kann in diesem Zusammenhang allerdings lediglich als Anhaltspunkt fungieren, da sie nicht die Konkurrenzsituation zum Zeitpunkt der Durchforstung repräsentiert. Eine Stockinventur konnte aufgrund der lang zurückliegenden Durchforstungsmaßnahme nicht sinnvoll durchgeführt werden. Auch aus den Aufzeichnungen zur Durchforstungsmaßnahme lassen sich keine konkreten Rückschlüsse auf die Freistellung einzelner Bäume ableiten. Bei Cluster 3 kann die weitere Zunahme des Durchmesserzuwachs auf nachfolgende Durchforstungseingriffe hindeuten. Eine konsequente und wiederkehrende Freistellung von zwischenständigen Fichten führt demnach zu lang anhaltendem, gesteigertem Zuwachs auch bei fortgeschrittenem absolutem Baumalter.

Zusammenfassend lassen sich drei wesentliche Ergebnis der Untersuchung festhalten. Zum einen zeigen Fichten, die lange Zeit im Druckstand verharren auch im späteren Alter die Fähigkeit ihr Durchmesserzuwachs bei Freistellung zu steigern. Das physiologische Alter (bisher erreichte Dimension) spielt dabei eine wesentliche Rolle. Insbesondere schwächere Individuen können ihren Durchmesserzuwachs im Verhältnis steigern. Zielstärkennutzung führt auf dem gegebenen Standort zu einer Differenzierung der Bestandstruktur, die sich in unterschiedlichen Kronenausformungen und Durchmesserstärken manifestiert.

## Ausblick

Die Auswertung der Stammscheiben lag zum Zeitpunkt der Berichterstellung noch nicht vor. Sie kann insbesondere bezüglich der Höhen- und Formentwicklung der Bäume Aussagen liefern und damit zur Beschreibung und Analyse weiterer Baumparameter zum Zeitpunkt der Durchforstung beitragen.

Die Clusteranalyse intergriert bisher den durchschnittlichen Jahrringverlauf der einzelnen Probebäume. Sie kann dahin gehend verfeinert werden, dass individuelle Verläufe anhand von Kurvenparametern bei der Clusterung berücksichtigt werden. Damit werden Veränderungen im Zuwachsverlauf beispielsweise aufgrund mehrerer aufeinanderfolgender Durchforstungen präziser berücksichtigt.

Insgesamt sollen durch die Begleitstudie zum neuen Fichtenpflegekonzept der Bayerischen Staatsforsten AöR drei verschiedene wüchsige Standorte miteinander verglichen werden. Dieses Vorgehen soll ermöglichen, die Hypothese zu prüfen, dass Fichtenbestände auf schwächeren Standorten eine stärkere Strukturierungsmöglichkeit zeigen als Bestände auf gut versorgten Standorten.

## Literatur im Text

BORTZ, J.: Statistik – Für Sozialwissenschaftler. Springer-Verlag, 4. Auflage, Berlin, 753 S., 1993

Epp, P.: Zur Abschätzung des Zuwachspotenzials von Fichten und Tannen nach starker Freistellung. Albert-Ludwigs-Universität und Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung 24, 135 S. 2004

HANEWINKEL, M.: Überführung von Fichtenreinbeständen in Bestände mit Dauerwaldstruktur. AFZDerWald 51(26): 1440-1441

- PRETZSCH, H.: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Forstliche Forschungsberichte München, 115, 358 S., 1992
- REININGER, H.: Das Plenterwaldprinzip. Stocker, Graz-Stuttgart, 238 S., 2000
- REININGER, H.: Zielstärken-Nutzung. Österreichischer Agrarverlag, Wien, 163 S., 1992
- SCHRÖFER, R., UTSCHIG, H., ZANKER, Th.: Das Fichten-Konzept der BaySF. In: LWF Aktuell 16 (**68**): 7-10, 2009
- SPATHELF, P.: Orientierungshilfe zur Prognose und Steuerung des Wachstums. Albert-Ludwigs-Universität und Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung **4** 192 S., 1999

## Ein longitudinales Höhen-Durchmesser Modell für Fichte in Deutschland

Matthias Schmidt

*Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abteilung Waldwachstum, Grätzelstr 2, 37079 Göttingen*

### **Einleitung**

Sowohl in wachstumskundlichen Szenariosimulationen etwa im Bereich der Klimafolgeforschung als auch bei der Prognose der mittel- und langfristigen Waldentwicklung in der Forsteinrichtungsplanung ist die Schätzung der Baumhöhe von zentraler Bedeutung. Bei der Generierung von realitätsnahen Startwerten zur Initialisierung von Wachstumssimulatoren kann bezüglich des Brusthöhendurchmesser (BHD) häufig auf vollständig erfasste Versuchsflächen oder zumindest Probekreise zurückgegriffen werden. Baumhöhenmessungen sind weitaus kostenintensiver, so dass im allgemeinen nur wenige oder auch keine Messungen zur Verfügung stehen. Je nach Datenlänge werden bei Einzelmessungen Einheitshöhenkurven (Kennel 1972, Nagel 1991) und bei einer größeren Anzahl Messungen Bestandeshöhenkurven zur Baumhöhenschätzung für einen definierten BHD verwendet. In beiden Fällen handelt es sich um reine Datenergänzungswerkzeuge, die beispielsweise die Effekte von Standorts- und Bestandesvariablen auf die Höhen-Durchmesser-Beziehung nicht abbilden können. Verallgemeinerte Höhenkurven beschreiben derartige Effekte (Larsen UND HANN 1987, López ET AL. 2003, Temesgen UND GADOW 2004), wobei im allgemeinen jedoch die Information gemessener Höhen-BHD-Paare nicht für die Höhenschätzung genutzt wird. Die eigentliche Höhenfortschreibung erfolgt anschließend über Wachstumsfunktionen, die häufig auf dem Alters-Verlauf von Oberhöhenstämmen basieren, der für den Einzelbaum über zusätzliche Prädiktoren adaptiert wird. Bezuglich der Höhenfortschreibung unterscheiden sich Wachstumssimulatoren darin, inwieweit lediglich ein Alters-Höhen-Wertepaar oder auch Standortsvariablen für eine standortssensitive Prognose verwendet werden.

Im Rahmen dieses Beitrages soll ein Höhen-Durchmesser Modell für Fichte vorgestellt werden, dass für alle skizzierten Situationen eine optimale Höhenschätzung zu einem definierten BHD liefert. Das gilt für den Fall, dass keine Messungen, wenige oder zahlreiche Messungen oder aber auch nur Messungen zu früheren Inventurzeitpunkten vorliegen. Weiterhin soll eine optimale Kombination der Informationen aus Bestandes- und Standortsvariablen mit Höhenmessungen gewährleistet werden. Methodisch werden diese Anforderungen durch eine verallgemeinerte Höhen-Durchmesser-Funktion erfüllt, die als gemischtes Modell parametrisiert wird. Die Spezifizierung als gemischtes Modell berücksichtigt einerseits die vorliegenden geklumpten Datenstrukturen und ermöglicht andererseits die Kalibrierung eines mittleren Populationsmodells an zusätzlichen Messungen. Durch die Integration des Einzelbaumalters als Prädiktorvariable erhält das Modell seinen longitudinalen 'längsgerichteten' Charakter. Somit kann die Verlagerung der Höhen-Durchmesser-Funktion über dem Alter beschrieben werden. Auch wenn die Verlagerung des statischen Höhen-Durchmesser-Modells nicht mit einer Beschreibung des Höhenwachstums verwechselt werden darf, bietet der longitudinale Ansatz aus methodischer Sicht zusätzlich eine Alternative für die Höhenfortschreibung in Wachstumssimulationen. Als weitere Besonderheit enthält das Modell einen Effekt zur Quantifizierung der räumlichen Variabilität der Höhen-Durchmesser-Beziehung. Die Berücksichtigung eines derartigen Effektes ist unbedingt notwendig, da die Parametrisierungsgrundlage in der vorliegenden Untersuchung Daten aus ganz Deutschland umfasst.

### **Datenmaterial**

Die Anforderungen an ein deutschlandweit gültiges Höhen-Durchmesser-Modell erfordern es, unterschiedliche Datenquellen als Parametrisierungsgrundlage zu kombinieren. So ist die Verwendung von Daten der Bundeswaldinventur (BWI), die im Landeswald Niedersachsens durch Daten der Betriebsinventur (BI) ergänzt werden, eine Voraussetzung, um regional gültige Schätzungen zu gewährleisten. Diese Daten werden durch die ertragskundlichen Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Versuchsanstalt kompletiert, aus denen Änderungen des Wachstumsverhaltens über der Zeit, also Wachstumstrends, abgeleitet werden können. Als mögliche Ursachen dieser Wachstumstrends werden in der Literatur z. B. die anthropogenen bedingten Stickstoffeinträge genannt (Specker ET AL. 1996). Die Verwendung von Daten aus ganz Deutschland bietet die Möglichkeit, die Effekte unterschiedlichster Standortsvariablen(-kombinationen) auf die Relation von Höhe und BHD zu einem beliebigen Bezugsalter zu beschreiben. Somit lässt sich mit Hilfe des Modellansatzes der Standort-Leistungs-Bezug quantifizieren. In der vorliegenden Arbeit werden die methodischen Grundlagen für ein derartiges Standort-Leistungs-Modell entwickelt. Als erklärende Variablen werden hier vorerst nur Proxyvariablen wie die geographische Lage, die Seehöhe oder die Geländexponiertheit verwendet. Zukünftig sollen die Proxyvariablen durch Variablen ersetzt und/oder ergänzt werden, die einen kausalen Zusammenhang zum Wachstum aufweisen. Potentielle Variablen sind beispielsweise die Temperatur- und Niederschlagssumme in der Vegetationszeit. Insgesamt kann auf 199.894 Höhen-BHD-Wertepaare der Baumart Fichte zurückgegriffen werden, wobei aufgrund der variierenden Stichprobendichte der BWI, unterschiedlicher Waldprozente und / oder Fichtenanteile regional sehr unterschiedliche Datenmengen resultieren (Abb. 1). So fällt insbesondere der Bereich sehr geringer Datendichte auf, der große Teile von Brandenburg und Sachsen-Anhalt sowie das nördliche Sachsen und das Thüringer Becken umfasst. Auch im äußersten Westen von Niedersachsen und Schleswig-Holstein sowie in

Nordrhein-Westfalen außerhalb der Mittelgebirge liegen nur wenige Messungen vor. Weitere Bereiche mit geringer Datendichte sind der gesamte Hochrhein und Teile Frankens. Bei der Unterscheidung der verschiedenen Datenquellen fällt insbesondere der Anteil der BWI 1 auf, der knapp 50 % der Gesamtdatenbasis umfasst (Abb. 2). Dieser hohe Anteil resultiert daraus, dass bei der BWI 1 die Höhe an allen Bäumen mit mehr als 10 cm BHD erfasst wurde. Dagegen wurde bei der BWI 2 nur in den neuen Bundesländern eine Vollerhebung der Baumhöhe durchgeführt, da es sich für diesen Bereich um die Erstinventur handelte. Von den Höhenmessungen der BWI 1 weisen nur etwa 15 % eine Wiederholungsmessung bei der BWI 1 auf. Bei den Daten der Betriebsinventur handelt es sich um reine Querschnittsdaten, da zum Zeitpunkt der Modellparametrisierung nur Erstinventuren, diese allerdings flächendeckend für den niedersächsischen Landeswald, vorlagen. Lange Zeitreihen für Einzelbäume, sogenannte Paneldaten, liegen nur für eine Teilmenge der ertragskundlichen Versuchsflächendaten vor.

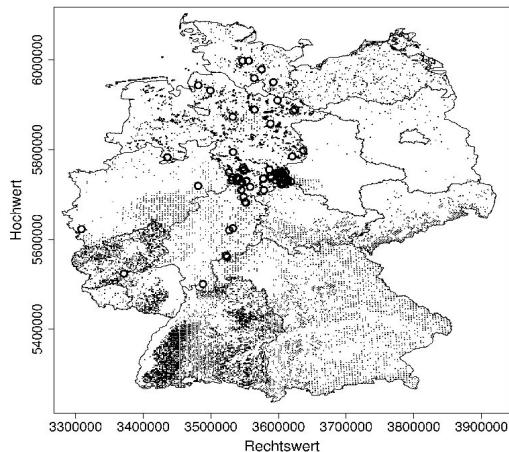


Abbildung 1: Räumliche Verteilung der Datenbasis. Kleine schwarze Punkte kennzeichnen Stichprobennpunkte der BWI und BI (Niedersachsen) und die größeren schwarzen Kreise die verwendeten ertragskundlichen Versuchsflächen der NW-FVA.

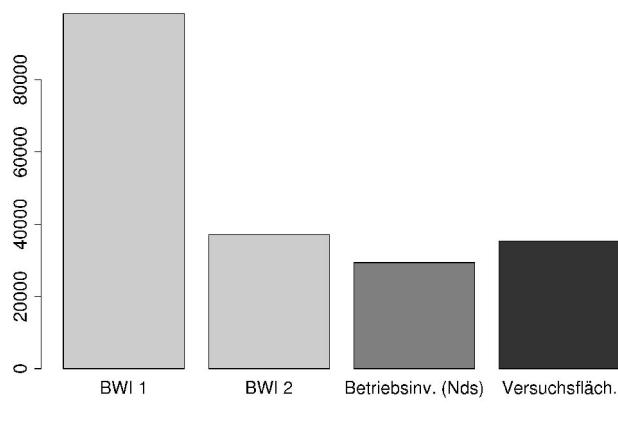


Abbildung 2: Anzahl Datensätze getrennt nach Datenquellen.

Neben der breiten regionalen und höhenzonalen Amplitude weisen auch die Einzelbaummerkmale sehr breite Wertebereiche auf (Tab. 1). In einer zukünftigen Anwendung des Modells für Deutschland kommt es abgesehen von bestimmten regionalen Bereichen somit kaum zu Extrapolationen. Die sehr geringen Minimalwerte für den BHD und die Baumhöhe stammen ausschließlich aus ertragskundlichen Versuchsflächen, da die Stichprobenninventuren Klupschwelle von 7 bzw. 10 cm (BWI 1) aufweisen. Zur Beschreibung der Geländeexponiertheit wird der so genannte 'Topographic exposure index' (Topex) mit einer Grenzdistanz von 250 m (Topex-to-distance) verwendet, der getrennt für die 8 Kardinalhimmelsrichtungen berechnet und auf statistische Signifikanz überprüft wurde. Beim Topex eines Geländepunktes handelt es sich um den Winkel zwischen der Horizontalen und der Linie zum Horizont. Im vorliegenden Fall wird dabei der Winkel zur Grenzdistanz von 250 m verwendet, wenn der Horizont weiter als 250 m entfernt ist. Je höher der Betrag eines negativen Winkels ist, desto exponierter ist der jeweilige Standort in der Bezugsrichtung während für positive Winkel das Gegenteil gilt. Grundlage dieser Berechnung ist das digitale Geländemodell (DGM) in der Auflösung von 90 x 90 m, das im Rahmen der 'Shuttle Radar Topography Mission' (SRTM) erzeugt wurde. Als signifikant wurde die Summe der Topex-to-distance auf den Expositionen Westen, Südwesten, Süden in der Modellselektion ausgewählt (Tab. 1).

Tabelle 1: Statistische Kennwerte von Variablen, die für die Entwicklung des longitudinalen Höhen-Durchmesser-Modells verwendet werden.

	MIN	MEDIAN	MAX
BHD [cm]	0.2	30.1	118.90
Baumhöhe [m]	0.5	23.8	53.7
Baumalter [J]	7	61	365
Begründungsjahr [J]	1637	1929	1995
Seehöhe [m]	0	495	1660
Geländeexponiertheit in süd- bis westlicher Exposition (Topexindex) [°]	-84.6	2.3	129.8

### Modellentwicklung

Die Auswahl des Grundmodells also der konkreten Höhen-Durchmesser-Funktion ist von entscheidender Bedeutung für das auf diesem Grundmodell aufbauende longitudinale Höhen-Durchmesser-Modell. Hier wird eine von Lappi (1991/1997) entwickelte spezielle Form der Korf-Funktion (z.B. Zeide 1993) verwendet, die sich dadurch auszeichnet, dass ihre Parameter biologisch interpretierbar sind und eine vergleichsweise geringe Korrelation aufweisen. Diese Eigenschaften sind besonders vorteilhaft, wenn wie im vorliegenden Fall die Parameter und damit die Realisationen von Höhenkurven als Funktion von Standortsvariablen oder deren Proxyvariablen beschrieben werden. Mehtätalo (2004/2005) baut auf den Überlegungen von Lappi (1997) auf und adaptiert das Modell für Fichte, Kiefer und Birke in Finnland. Die hier verwendete Grundversion der Korf-Funktion (Formel 1) ist eine Alternative der häufiger verwendeten Variante, bei der die Brusthöhe (1.3 m) von der Baumhöhe subtrahiert wird. Um zu verhindern, dass der Erwartungswert der Höhe für sehr kleine BHD den Wert Null annimmt, addiert Lappi (1991) einen geringen konstanten Wert  $\lambda$  zum BHD, wobei  $BHD + \lambda$  als der zugehörige Durchmesser auf Bodenhöhe interpretiert werden kann. Die weitere Modellentwicklung umfasst eine Reihe von methodisch bedingten Teilschritten:

#### Iterative Bestimmung eines optimalen Wertepaares für $\lambda$ und $C$ und Reparametrisierung der Korf-Funktion

Die alternative Korf-Funktion wird von Lappi (1997) linearisiert, in dem iterativ die Kombination von  $\lambda$  und  $C$  bestimmt wird, für die das Modell das geringste mittlere Abweichungsquadrat aufweist. In der hier vorliegenden Untersuchung resultieren  $\lambda = 7$  und  $C = 1.225$ , wobei sich die Modellgüte in einem gewissen Wertebereich von  $C$  nur unwesentlich ändert. Im Gegensatz zu Lappi (1997) und in Übereinstimmung mit Mehtätalo (2004) konnte keine Abhängigkeit des Parameters  $C$  vom Alter beobachtet werden. Die Funktion wird von Lappi anschließend reparametrisiert (Formel 2), da die Erwartungswerte und Standardfehler der ursprünglichen ‘linearen’ Parameter  $A$  und  $B$  stark korreliert sind und der Trend von  $B$  über dem Alter schlecht zu interpretieren ist. Diese Reparametrisierung auf der Basis der Erwartungswerte der logarithmierten Baumhöhe für Bäume mit 30 bzw. 10 cm BHD (Formel 2.1) führt zur erwünschten biologischen Interpretierbarkeit der Parameter sowie einer deutlich reduzierten Korrelation. So lässt sich der Parameter  $A$  als der Erwartungswert von  $\ln(\text{Baumhöhe})$  einer Fichte mit 30 cm BHD und der Parameter  $B$  als die Differenz zwischen den Erwartungswerten von  $\ln(\text{Baumhöhe})$  einer 30 cm und einer 10 cm starken Fichte interpretieren.

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} (BHD_{kti} + \lambda)^{-C_{kt}} + \varepsilon_{kti} \quad (1)$$

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (2)$$

wobei:

$$x_{kti} = \frac{(BHD_{kti} + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}}{(10 + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}} \quad (2.1)$$

mit:

- $H_{kti}$  : Baumhöhe von Baum  $i$  in Parzelle  $k$  zum Inventurzeitpunkt  $t$
- $BHD_{kti}$  : BHD von Baum  $i$  in Parzelle  $k$  zum Inventurzeitpunkt  $t$
- $A_{kt}, B_{kt}, C_{kt}$  : Originäre Parameter des Höhen-Durchmesser-Modells (1) für Parzelle  $k$  zum Zeitpunkt  $t$
- $A_{kt}, B_{kt}, \lambda, C$  : Originäre Parameter des Höhen-Durchmesser-Modells (2/2.1) für Parzelle  $k$  zum Zeitpunkt  $t$  bzw. iterativ bestimmte Konstanten mit  $\lambda = 7$  und  $C = 1.225$ .

Lappi (1997) verwendet in seiner Untersuchung ausschließlich Versuchsflächendaten, so dass für jede der Versuchsparzellen zu jedem Aufnahmezeitpunkt ausreichend Höhenmessungen vorlagen, um individuelle Höhenkurven anpassen zu können. Aus diesen individuellen Parametrisierungen leitet Lappi sowohl die optimale Parameterkombination für  $\lambda$  und  $C$  als auch daran anschließend Alterstrends für die Parameter  $A$  und  $B$  ab. Die Parameter  $A$  und  $B$  werden in diesem Beitrag als originäre Parameter (der Korf-Funktion) bezeichnet, um sie von den Parametern der später im Modell integrierten Standorteffekte (Proxyvariablen) zu unterscheiden. In der vorliegenden Untersuchung werden Inventurdaten verwendet, die teilweise sehr geringe Anzahlen an gemessenen Höhenwerten je Stichprobennpunkt und Aufnahmezeitpunkt aufweisen. Eine individuelle Anpassung ist daher nicht möglich. Für die iterative Bestimmung der optimalen Kombination von  $\lambda$  und  $C$  wird stattdessen ein lineares gemischtes Modell verwendet (Formel 3):

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k + \alpha_{kt}) - (B + \beta_k + \beta_{kt}) x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad \text{mit } x_{kti} \text{ wie in Formel 2.1} \quad (3)$$

wobei  $A$  und  $B$  die globalen Erwartungswerte,  $\alpha_k$  und  $\beta_k$  die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle und  $\alpha_{kt}$  und  $\beta_{kt}$  die Zufallsparameter auf der Ebene des Inventurzeitpunktes geschachtelt innerhalb der Parzellen darstellen.

Sowohl in den Waldinventuren als auch den Versuchsflächenerhebungen werden Bestandesschichten unterschieden, wenn es sich um klar voneinander getrennte Waldgenerationen handelt. Die Hierarchieebene Parzelle beinhaltet daher auch eine Trennung nach Schichten. Um eine dritte Hierarchieebene zu vermeiden, werden dabei zwei Schichten eines Stichprobennpunktes genauso als unterschiedliche Subpopulationen von Bäumen behandelt wie die Bäume zweier unterschiedlicher Stichprobennpunkte. Für alle Zufallsparameter werden konstante Varianzen und Unabhängigkeit zwischen den Ebenen Parzelle und Inventurzeitpunkt unterstellt. Die Kovarianz  $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$  wird geschätzt und ist signifikant unterschiedlich zu Null (Tab. 2). Die Reparametrisierung nach Lappi (1997) (Formel 2/2.1) führt dabei zu einer deutlichen Verringerung der Kovarianz  $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$ . Versuche die Kovarianz  $\text{cov}(\alpha_{kt}, \beta_{kt})$  ebenfalls zu schätzen scheiterten an nicht konvergierenden Modellen.

Tabelle 2: Parameterschätzungen des linearen gemischten Modells, dass für die iterative Bestimmung der optimalen Kombination von  $\lambda$  und  $C$  verwendet wird (Formel 3).

Feste Effekte:					
	Erwartungswert	Std-Fehler	DF	t-Wert	p-Wert
$A$	3.149571	0.0009117954	130537	3454.252	0
$B$	1.057209	0.0028978196	130537	364.829	0
Standardabweichung und Korrelation der Zufallsparameter:		95 % Konfidenzintervall			
		Untere Grenze	Erwartungswert	Obere Grenze	
$s(\alpha_k)$		0.1461805	0.1481832	0.1502134	
$s(\beta_k)$		0.3685497	0.3755046	0.3825908	
$\text{cor}(\alpha_k, \beta_k)$		0.4430821	0.4611934	0.4789283	
$s(\alpha_{kt})$		0.1190624	0.1207757	0.1225136	
$s(\beta_{kt})$		0.1224946	0.1329508	0.1442996	
$s(\varepsilon_{kti})$		0.06749230	0.06777570	0.06806029	

### Bestimmung der Alterstrends der originären Parameter $A$ und $B$ der Korf-Funktion

An die iterative Ermittlung der Wertekombination von  $\lambda$  und  $C$  schließt sich die Identifizierung von Trends der 'linearen Parameter'  $A$  und  $B$  an. Lappi (1997) ermittelt zuerst die (teilweise nicht-linearen) Alterstrends für  $A$  und  $B$ , wobei er auf die Ergebnisse der individuellen Anpassung nach Parzellen und Inventurzeitpunkten zurückgreift. Anschließend werden die Effekte weiterer Bestandesvariablen geschätzt. Diese werden als linear angenommen und es wird unterstellt, dass die Effekte den Alterstrend und nicht das Niveau von  $A$  und  $B$  beeinflussen. Mehtatalo (2004) unterstellt ebenfalls lineare Effekte zusätzlicher Regressoren. Hier wird das Modell aber so spezifiziert, dass die Effekte das Niveau von  $A$  und  $B$  an einem Forstort bestimmen.

Verallgemeinerte additive Modelle *gam* erlauben es, die Trends von Prädiktorvariablen direkt aus den Daten abzuleiten, ohne den Umweg über die individuelle Anpassung für einzelne Parzellenaufnahmen gehen zu müssen. Prinzipiell könnten die individuellen Parameter zwar auch aus den Zufallsparametern von Modell 3 ermittelt werden, durch die Verwendung additiver Modelle lässt sich jedoch ein Modellierungsschritt einsparen. Zusätzlich entfällt die aus theoretischer Sicht problematische Modellierung von Regressionskoeffizienten, die aus vorhergehenden Modellierungsschritten stammen. Auch in einem *gam* sollten korrelierte Datenstrukturen berücksichtigt werden, so dass eine Spezifizierung als verallgemeinertes additives gemischtes Modell *gamm* erfolgt. Aufgrund der hohen Anzahl von Stichprobennpunkten wäre ein derartiges Modell jedoch nur auf einem Großrechner parametrisierbar. Gleichzeitig stellte sich in Voruntersuchungen mit Hilfe eines *gam* heraus, dass bei

der gleichzeitigen Schätzung aller (signifikanten) Regressoreffekte ein schlecht zu interpretierender Effekt für den Prädiktor Keimjahr auftritt. Dieser resultiert aus der hohen Korrelation der Prädiktoren Baumalter und Keimjahr ( $R^2=0.93$ ). Auf die Verwendung der Proxyvariablen Keimjahr kann zum jetzigen Zeitpunkt jedoch nicht verzichtet werden, wenn die in der Realität zu beobachtenden Wachstumstrends im Modell abgebildet werden sollen. Im Anhalt an Lappi (1997) werden daher zuerst ausschließlich die Alterstrends für  $A$  und  $B$ , hier allerdings mit Hilfe eines *gamm*, ermittelt.

Der Prädiktor Keimjahr wird überflüssig, wenn auf Daten zurückgegriffen wird, die das gleiche Keimjahr aufweisen. Um aber weiter mit einem umfangreichen Datensatz arbeiten zu können, wird stattdessen der Datensatz der BWI 1 verwendet, um die Alterstrends abzuleiten. Auch hier haben alle Bäume gleichen Alters das gleiche Keimjahr, so dass Wachstumstrends nicht ermittelt werden können bzw. ein Keimjahreffekt überflüssig ist. Ein solchermaßen ermittelter Alterstrend gilt aber letztlich nur für das mit jedem Alter assoziierte spezifische Keimjahr. Weitere Voruntersuchungen mit Hilfe eines *gam* zeigten, dass für den Parameter  $B$  ein linearer Zusammenhang zum Alter unterstellt werden kann (Formel 4). Diese Erkenntnis deckt sich mit den Ergebnissen von Mehtatalo (2004), auch wenn dieser die Trends in Abhängigkeit vom Grundflächenmittelstamm ermittelt. Wird für den Parameter  $B$  ein linearer und für den Parameter  $A$  ein nicht-linearer Trend unterstellt so lässt sich das *gamm* wie folgt beschreiben:

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k) + f_{1a}(\text{Alter}_{kti}) - (B + \beta_k)x_{kti} - p_{1b}\text{Alter}_{kti}x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (4)$$

mit  $x_{kti}$  wie in Formel 2.1

$\text{Alter}_{kti}$	: Alter von Baum $i$ in Parzelle $k$ zum Zeitpunkt $t$
$f_{1a}(\text{Alter}_{kti})$	: Glättender Regressionsterm zur Beschreibung des Alterseffektes auf den originären Parameter $A$ der Korf-Funktion (Formel 2).
$A, B$	: Globale Erwartungswerte der Parameter $A$ und $B$
$\alpha_k, \beta_k$	: Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle
$p_{1b}$	: Parameter zur Beschreibung des linearen Alterseffektes auf den originären Parameter $B$ der Korf-Funktion (Formel 2)

Begrenzte Rechnerkapazitäten erforderten eine Reduktion der Hierarchieebenen auf die Ebene der Parzelle, so dass keine Aufteilung der Varianzanteile auf die Parzellenebene und die Ebene der Inventurzeitpunkte innerhalb von Parzellen erfolgt. Für die Zufallsparameter werden erneut konstante Varianzen unterstellt. Die Kovarianz  $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$  wird geschätzt und ist signifikant unterschiedlich zu Null (Tab. 3).

Tabelle 3: Parameterschätzungen des verallgemeinerten additiven gemischten Modells, das für die Bestimmung des Alterseffektes auf den originären Parameters  $A$  verwendet wird (Formel 4).

Feste Effekte:					
	Erwartungswert	Std-Fehler	DF	t-Wert	p-Wert
$A$	3.1319248	0.001538373	91283	2035.8681	0
$B$	0.5378319	0.005967441	91283	90.1277	0
$p_{1b}$	0.0019893	0.000087331	91283	22.7790	0
$f_{1a}(\text{Alter}_{kti})$					siehe Abbildung 3

Standardabweichung und Korrelation der Zufallsparameter:	95 % Konfidenzintervall		
	Untere Grenze	Erwartungswert	Obere Grenze
$s(\alpha_k)$	0.1103587	0.1126218	0.1149313
$s(\beta_k)$	0.1964096	0.2017030	0.2071391
$\text{cor}(\alpha_k, \beta_k)$	-0.2207076	-0.1875660	-0.1539916
$s(\varepsilon_{kti})$	0.0999146	0.1003904	0.1008684

#### Approximierung des Alterstrends des originären Parameters $A$ mit Hilfe einer Chapman-Richards-Funktion

Der resultierende Alterstrend des Parameters  $A$  zeigt einen steilen Gradienten im Bereich geringer Alter bis zu ca. 50 Jahren (Abb. 3). Ab diesem Alter flacht sich der Trend schnell ab, wobei in höheren Altern mehrere Richtungswechsel auftreten. Die Richtungswechsel können als Resultat der geringer werdenden Datengrundlage und ihrer zunehmenden Unbalanziertheit bzw. als Effekte bisher nicht berücksichtigter Regressoren interpretiert werden. Für konstante Wachstumsbedingungen wird aber ein monotoner Verlauf des Parameters  $A$  unterstellt und der identifizierte Effekt durch eine vier-parametrische Chapman-Richards-Funktion approximiert, die diese Monotoniebedingung gewährleistet (Abb. 3/Formel 5):

$$f_{1a}(Alter_{kti}) \approx p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-p_{3a} Alter_{kti}})^{p_{4a}} \quad (5)$$

wobei:

- $f_{1a}(Alter_{kti})$  : Glättender Regressionsterm (Formel 4) zur Beschreibung des Alterseffektes auf den Parameter  $A$  der Korf-Funktion (Formel 2).
- $Alter_{kti}$  : Alter von Baum  $i$  in Parzelle  $k$  zum Zeitpunkt  $t$
- $p_{1a}, p_{2a}, p_{3a}, p_{4a}$  : Parameter der Chapman-Richards-Funktion mit  $p_{1a} = 2.297, p_{2a} = 0.963, p_{3a} = -0.04909, p_{4a} = 1.592$

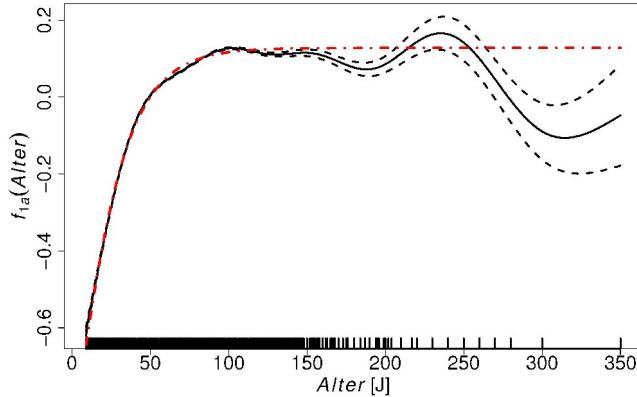


Abbildung 3: Mit Hilfe eines glättenden Regressionsterms modellierter Alterstrend des Parameters  $A$  der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall) und die Approximierung durch eine Chapman-Richards-Funktion (punkt-gestrichelte Linie).

Die Approximierung durch die Chapman-Richards-Funktion dient auch dazu, den auf der Grundlage der BWI 1 ermittelten Alterseffekt für den Parameter  $A$  einfacher beschreiben bzw. in der weiteren Modellentwicklung verwenden zu können.

### Weitere Variablenelektion

An die Ableitung der Alterstrends, die streng genommen nur für die assoziierten Keimjahre gelten, schließt sich die Integration der weiteren Prädiktoren geographische Lage, Seehöhe, Keimjahr, Topex-to-distance und Grundflächenmittelstamm an. Die Datenbasis umfasst jetzt wieder alle Datenquellen. Im Anhalt an Lappi (1997) werden die Parameter  $p_{3a}$  und  $p_{4a}$  nicht erneut geschätzt, damit das Modell weiterhin über einen linearen Prädiktor spezifiziert werden kann. Während jedoch Lappi die Parameter  $p_{1a}$  und  $p_{2a}$  erneut schätzt, wird hier zusätzlich der Parameter  $p_{1a}$  aus der Approximation des Alterstrends als Konstante übernommen. Hinter dieser Vorgehensweise steht die Überlegung, den an den Daten der BWI 1 abgeleiteten Alterstrend für den Parameter  $A$  so weit wie möglich zu fixieren, um bei einer Anwendung auf den Gesamtdatensatz einen plausiblen Effekt für den Prädiktor Keimjahr zu gewährleisten. Versuche, auch noch den Parameter  $p_{2a}$  aus der Approximation zu übernehmen, resultierten in einer deutlich verzerrten Schätzung, so dass dieser Parameter als einziger neu geschätzt wurde. Der Alterstrend für den Parameter  $B$  wurde nicht fixiert bzw. alle Parameter wurden erneut geschätzt. An diesem Modellierungsschritt wäre eine Parametrisierung als additives gemischtes Modell erneut nur auf einem Großrechner möglich. Die Variablenauswahl erfolgte daher in einem *gam*. Wie bei Mehtatalo (2004) variieren die zusätzlichen Prädiktoren nur das Niveau der originären Parameter  $A$  und  $B$  und nicht deren Verlauf über dem Alter. Die Spezifizierung als *gam* ermöglicht es darüberhinaus, etwaige nicht-lineare Effekte zu quantifizieren. So wäre die Annahme linearer Effekte, wie sie von Lappi und Mehtatalo unterstellt werden, zumindest für die hier verwendete Datengrundlage eine unzulässige Vereinfachung. Alle Regressoren, die den originären Parameter  $A$  und damit das Niveau der Höhen-Durchmesser Beziehung an einem bestimmten Forstort beschreiben, weisen nicht-lineare Effekte auf (Formel 6: erste Modellzeile / Abb. 4). Die Effekte des Baumalters und der Seehöhe auf den originären Parameter  $B$  sind dagegen linear (Formel 6: zweite Modellzeile). Die Notwendigkeit für die Modellierung nicht-linearer Effekte wurde anhand paarweiser Modellvergleiche mit Hilfe des BIC (Burnham und ANDERSON 2004) entschieden. Dabei wurden jeweils zwei Modelle verglichen, die alle signifikanten Regressoren enthielten und sich nur bezüglich der linearen bzw. nicht-linearen Modellierung eines spezifischen Effektes unterschieden.

$$\begin{aligned} \ln(H_{kti}) &= \widehat{p_{1a}} + p_{2a} (1 - e^{-\widehat{p_{3a}} Alter})^{\widehat{p_{4a}}} + f_{2a}(dg) + f_{3a}(HNN) + f_{4a}(Topex\_SW) + f_{5a}(KJ) + f_{6a}(RW, HW) \\ &\quad - p_{0b} x_{kti} + p_{1b} Alter x_{kti} + p_{2b} HNN x_{kti} + \varepsilon_{kti} \end{aligned} \quad (6)$$

mit  $x_{kti}$  wie in Formel 2.1

Aus Gründen der Übersichtlichkeit entfallen die Indices zur Kennzeichnung der Zugehörigkeit der

Prädiktoren zu Parzelle  $k$ , Zeitpunkt  $t$  und Baum  $i$ .

$Alter [J]$	: Alter des Baumes $i$ in Parzelle $k$ zum Zeitpunkt $t$			
$dg [\text{cm}]$	: Grundflächenmittelstamm in Parzelle $k$ zum Zeitpunkt $t$			
$HNN [\text{m}]$	: Seehöhe von Parzelle $k$			
$Topex-SW [^\circ]$	: Summe der Topex-to-distance auf den Expositionen West, Südwest, Süden von Parzelle $k$			
$KJ$	: Keimjahr des Baumes $i$ in Parzelle $k$			
$RW, HW$	: Gauß-Krüger Hoch- und Rechtswert (bezogen auf den 3. Meridian) von Parzelle $k$			
$\widehat{p_{1a}}, \widehat{p_{3a}}, \widehat{p_{4a}}$	: Parameter (Konstanten in Modell (6)) der Chapman-Richards-Funktion, die zur Approximierung des Altertrends für den Parameter $A$ verwendet (Formel 5) wurde			
$p_{2a}$	: Parameter der Chapman-Richards-Funktion, der bei der Parametrisierung von Modell (6) erneut geschätzt wird			
$f_{2a}, f_{3a}, f_{4a}, f_{5a}$	: 1-dimensionale glättende Regressionsterme zur Beschreibung von nicht-linearen Effekten der Prädiktorvariablen auf den originären Parameter $A$ .			
$f_{6a}$	: 2-dimensionaler glättender Regressionsterm zur Beschreibung des räumlichen Trends des originären Parameters $A$ .			
$p_{0b}, p_{1b}, p_{2b}$ mit:	: Parameter von Effekten, die als lineare Terme in das <i>gam</i> eingehen			
	Erwartungswert	Std-Fehler	t-Wert	p-Wert
$p_{2a}$	0.9385	5.213e-04	1800.17	<2e-16
$p_{0b}$	2.987e-01	3.407e-03	87.67	<2e-16
$p_{1b}$	3.888e-03	5.036e-05	77.20	<2e-16
$p_{2b}$	1.426e-04	3.330e-06	42.83	<2e-16

Alle additiven Modelle wurden mit Hilfe der Statistiksoftware *R* unter Verwendung der Bibliothek *mgcv* (Wood 2006) parametrisiert. Die spezifische Methodik von Wood (2006) erlaubt die Modellierung räumlicher Trends mit Hilfe von 2-dimensionalen glättenden Termen wobei 'penalized' Regressionssplines mit 'thin plate' Basis verwendet werden (Wood 2003). Als Regressoren werden in diesem Fall der Rechts- und Hochwert der jeweiligen Parzelle verwendet.

#### **Approximierung der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen**

Die 1-dimensionalen glättenden Terme wurden anschließend erneut durch parametrische Terme approximiert, um bestimmte Monotoniebedingungen zu gewährleisten und um die nicht-parametrischen Terme zu vereinfachen. Die Monotoniebedingungen resultieren aus Expertenwissen und grundsätzlichen Überlegungen zur Plausibilität. Der Effekt des Grundflächenmittelstamms auf den Parameter  $A$  wird durch eine vier-parametrische Chapman-Richards Funktion approximiert (Formel 7), die einen monotonen Anstieg gewährleistet. Für die Effekte der Seehöhe, des Topex-to-distance und des Keimjahrs wurden verschiedene Exponentialfunktionen verwendet (Formeln 8, 9, 10). Für die Seehöhe resultiert ein monoton fallender Trend. Für die Effekte des Topex-to-distance und des Keimjahrs resultieren monoton steigende Trends, die für sehr geringe und sehr hohe Werte asymptotisch verlaufen (Abb. 4).

$$f_{2a}(dg_{kt}) \approx p_{5a} + p_{6a} (1 - e^{-p_{7a} dg_{kt}})^{p_{8a}} \quad (7)$$

$$f_{3a}(HNN_k) \approx p_{9a} + p_{10a} / (p_{11a} + e^{p_{12a} (2000 - HNN_k)^{p_{13a}}}) \quad (8)$$

$$f_{4a}(Topex\_SW_k) \approx p_{14a} + p_{15a} / (p_{16a} + e^{p_{17a} (20000 - Topex\_SW_k)}) \quad (9)$$

$$f_{5a}(KJ_{ki}) \approx p_{18a} + p_{19a} KJ_{ki} + p_{20a} / (p_{21a} + e^{p_{22a} (1990 - KJ_{ki})}) \quad (10)$$

mit:

$$\begin{aligned} p_{5a} &= -1.083053, p_{6a} = 1.174826, p_{7a} = 0.088441, p_{8a} = 0.600565, \\ p_{9a} &= -1.8282 p_{10a}, = 3.822e-07, p_{11a} = -0.1593, p_{12a} = 0.6.122, p_{13a} = 0.04493, \\ p_{14a} &= -0.01.271, p_{15a} = 0.05.412, p_{16a} = 1.063, p_{17a} = 7.367e-05, \\ p_{18a} &= -0.09385, p_{19a} = 3.615e-05, p_{20a} = 52.82, p_{21a} = 0.08.519, p_{22a} = 0.1448 \end{aligned}$$

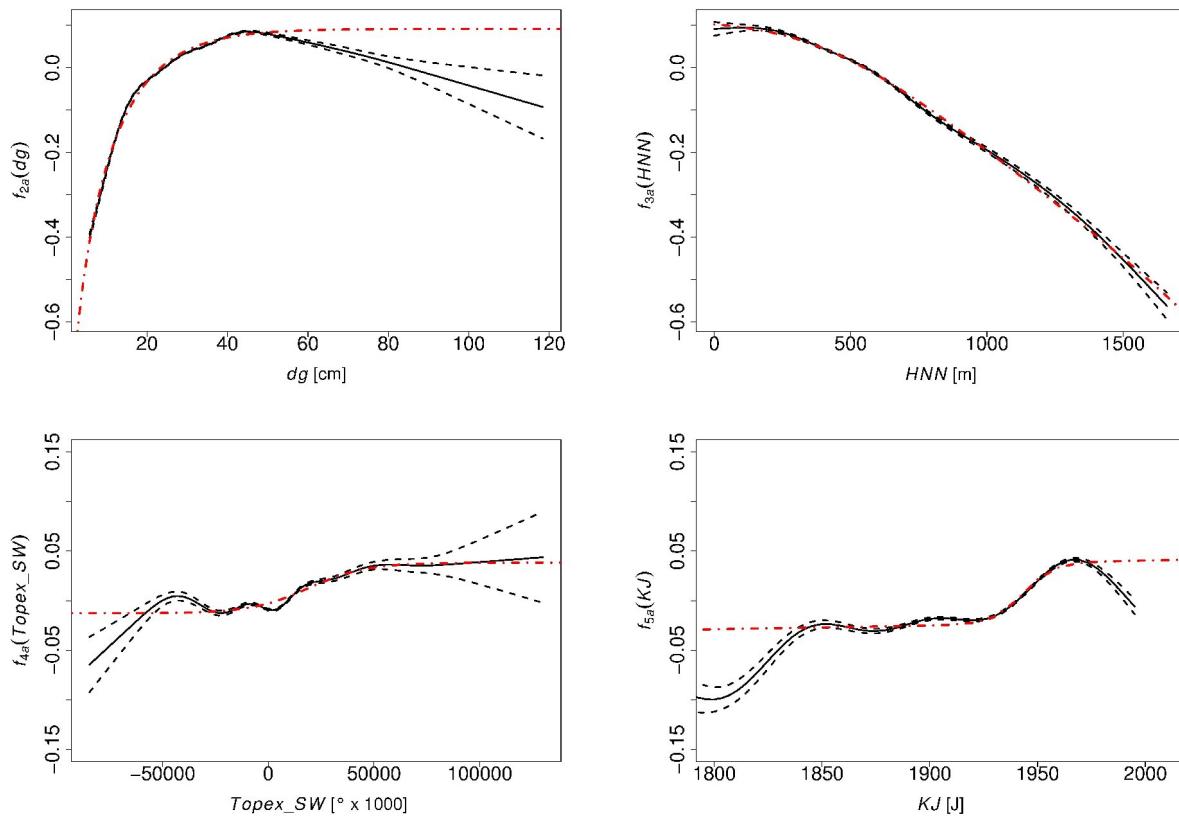


Abbildung 4: Mit Hilfe glättender Regressionsterme modellierte Effekte des Grundflächenmittelstammes  $dg$ , der Seehöhe, des Topex-to-distance und des Keimjahrs auf den originären Parameter  $A$  der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall und die parametrischen Approximierungen sind durch punkt-gestrichelte Linien dargestellt).

#### **Reparametrisierung als gemischtes lineares Regressionsmodell**

Das gesamte Modell wurde abschließend als gemischtes Modell reparametrisiert, wobei alle glättenden Terme durch ihre parametrischen Approximierungen ersetzt wurden (Formel 11). Die aus der Approximierung resultierenden Parameter wurden als Konstanten übernommen und es wurden lediglich Parameter  $m_1, m_2, m_3, m_4$  geschätzt, die eine proportionale Veränderung der 'a priori' bestimmten Funktionsverläufe zulassen. Der 2-dimensionale glättende Term zur Beschreibung des räumlichen Trends von  $A$  lässt sich nicht parametrisch approximieren, so dass stattdessen der Modelleffekt aus Modell (6) als Regressor übernommen wird. Neben dem Parameter  $p_{2a}$  wird auch  $p_{1a}$  und damit das Interzept erneut geschätzt, um eine optimale Zentrierung der Zufallsparameter zu gewährleisten.

$$\ln(H_{kti}) = p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-\widehat{p}_{3a} Alter}) \widehat{p}_{4a} + m_1 (\widehat{p}_{5a} + \widehat{p}_{6a} (1 - e^{-\widehat{p}_{7a} dg}) \widehat{p}_{8a}) + m_2 (-1 + \widehat{p}_{9a} / (\widehat{p}_{10a} + e^{\widehat{p}_{11a} (2000 - HNN)}) + m_3 (\widehat{p}_{13a} + \widehat{p}_{14a}) / (\widehat{p}_{15a} + e^{\widehat{p}_{16a} (20000 - Topex\_SW)}) + m_4 (\widehat{p}_{17a} + \widehat{p}_{18a} KJ + \widehat{p}_{19a} / (\widehat{p}_{20a} + e^{\widehat{p}_{21a} (1990 - KJ)})) + m_5 f_{6a}(RW, HW) + (\alpha_k + \alpha_{kt}) - p_{0b} x_{kti} + p_{1b} Alter x_{kti} + p_{2b} HNN x_{kti} + (\beta_k + \beta_{kt}) + \varepsilon_{kti} \quad (11)$$

Die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle werden durch  $\alpha_k$  und  $\beta_k$  und die Zufallsparameter auf der Ebene des Inventurzeitpunktes geschachtelt innerhalb der Parzellen durch  $\alpha_{kt}$  und  $\beta_{kt}$  beschrieben. Für alle Zufallsparameter werden konstante Varianzen und Unabhängigkeit zwischen den Ebenen Parzelle und Inventurzeitpunkt unterstellt. Die Kovarianzen  $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$   $\text{cov}(\alpha_{kt}, \beta_{kt})$  werden geschätzt und sind signifikant unterschiedlich von Null (Tab. 4). Die in den bisherigen Modellierungsschritten nicht berücksichtigte heterogene Varianz der Residuen wurde durch eine Potenzfunktion in Abhängigkeit vom vorhergesagten Erwartungswert ('Power of the mean') beschrieben (Formel 12):

$$\text{Var}(\varepsilon_{kti}) = \sigma^2 |\ln(H_{kti})|^{2\delta} \quad (12)$$

Tabelle 4: Parameterschätzungen des linearen gemischten Modells, dass die Höhen-Durchmesser-Beziehung in Abhängigkeit der verschiedenen Proxy-Variablen beschreibt (Formel 11).

Feste Effekte:	Erwartungswert	Std-Fehler	DF	t-Wert	p-Wert
$p_{1a}$	2.2967015	0.00667809	130513	343.915 8	0
$P_{2a}$	0.9185258	0.00754441	130513	121.749 3	0
$m_1$	1.1190319	0.01099023	130513	101.820 6	0
$m_2$	0.9280726	0.00912422	130513	101.715 3	0
$m_3$	1.4829327	0.05037507	130513	29.4378	0
$m_4$	0.9383595	0.03312028	130513	28.3319	0
$m_5$	0.8308429	0.00723898	130513	114.773 4	0
$p_{0b}$	0.3367737	0.00394839	130513	85.2940	0
$p_{1b}$	0.0029174	0.00004481	130513	65.1061	0
$p_{2b}$	0.0000938	0.00000551	130513	17.0367	0

Standardabweichung und Korrelation der Zufallsparameter:	95 % Konfidenzintervall		
	Untere Grenze	Erwartungswert	Obere Grenze
$s(\alpha_k)$	0.09347005	0.09447962	0.0955001
$s(\beta_k)$	0.14892012	0.15275719	0.1566931
$\text{cor}(\alpha_k, \beta_k)$	-0.28655416	-0.26508403	-0.2433478
$s(\alpha_{kt})$	0.03415651	0.03539476	0.03667791
$s(\beta_{kt})$	0.02568165	0.03635188	0.05145540
$s(\varepsilon_{kti})$	0.5198604	0.5493511	0.5805147
$\delta$	-1.946704	-1.898563	-1.850421

Die verschiedenen Modellierungsschritte lassen sich wie folgt zusammenfassen:

1. Iterative Bestimmung eines optimalen Wertepaares für  $\lambda$  und  $C$  mit Hilfe eines gemischten linearen Regressionsmodells auf der Grundlage der gesamten Datenbasis und Reparametrisierung der Korf-Funktion.
2. Bestimmung des nicht-linearen Alterstrends des originären Parameters  $A$  auf der Grundlage der Daten der BWI 1 mit Hilfe eines verallgemeinerten gemischten additiven Regressionsmodels *gamm*.
3. Approximierung des Alterstrends des originären Parameters  $A$  mit Hilfe einer vier-parametrischen Chapman-Richards-Funktion.
4. Weitere Variablenelektion und Quantifizierung ihrer Effekte mit Hilfe eines verallgemeinerten additiven Regressionsmodels *gam*, wobei der fixierte Alterseffekt des originären Parameters  $A$  aus dem vorhergehenden Modellierungsschritt übernommen wird.
5. Approximierung der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen.
6. Reparametrisierung als gemischtes lineares Regressionsmodell, wobei die im vorhergehenden Modellierungsschritt approximierten Variableneffekte übernommen werden und lediglich eine proportionale Veränderung zugelassen wird. Der bisher fixierte bzw. aus Modellschritt 2 übernommene Parameter  $p_{2a}$  wird erneut geschätzt, um eine optimale Zentrierung der Zufallsparameter zu gewährleisten.

Alle Modelle wurden mit Hilfe des Statistik-Paketes R (R Development Core Team 2008) unter Verwendung der Bibliotheken *mgcv* (Wood 2006) für die verallgemeinerten additiven Modelle und *nlme* (Pinheiro et al. 2008) für die linearen gemischten Modelle parametrisiert. Für die Parametrisierung des verallgemeinerten additiven gemischten Modells (Formel 4) werden beide Bibliotheken benötigt.

### Modellverhalten

Die stufenweise Modellentwicklung ist aus modelltheoretischer Sicht als nicht optimal zu beurteilen. Als Begründung der Vorgehensweise wurden I) die Verwendung linearer Modelltheorie II) begrenzte Rechnerkapazitäten insbesondere bei der Parametrisierung von verallgemeinerten additiven gemischten Modellen und III) die Gewährleistung von biologisch plausiblen Modelleffekten auf die originären Parameter der Korf-Funktion angeführt. Punkt III dient der Berücksichtigung von Expertenwissen, das vor allem in der Formulierung von Monotoniebedingungen für die Modelleffekte resultiert. Ein Spezialfall ist der Effekt des Keimjahres, der sich

erst nach einer vorhergehenden separaten Parametrisierung und Fixierung des Alterseffektes (Modellschritt 2 und 3) sinnvoll interpretieren lässt. Anschließend wird sowohl für den Alterseffekt als auch alle weiteren Variableneffekte auf den originären Parameter  $A$  unterstellt, dass Abweichungen von monotonen Verläufen das Resultat unbalancierter Datenstrukturen sind. Die Richtungswechsel bzw. absinkenden Verläufe im Bereich hoher Alter (Abb. 3) bzw. starker Grundflächenmittelstämmen (Abb. 4) werden beispielsweise als Effekt von 'Störvariablen' interpretiert, deren Effekte nicht oder nur unzureichend im Modell berücksichtigt sind. So ist es allgemein bekannt, dass alte und sehr alte Bestände überproportional häufig auf schlechten Standorten stocken. Auf besseren Standorten erreichen die Bäume schneller die Zielstärke und werden im Durchschnitt früher geerntet. Grundlegende Modellverbesserungen können diesbezüglich durch die zukünftig angestrebte Integration von hoch aufgelösten Standortsvariablen erwartet werden, die in einem kausalen Zusammenhang zur Höhen-Durchmesser Relation stehen. Durch die Approximierung mit Hilfe von Chapman-Richards-Funktionen wird gewährleistet, dass die Baumhöhe für eine Fichte mit 30 cm BHD mit steigendem Alter und steigendem dg an einem bestimmten Forstort nicht abnimmt. Der Effekt des dg kann als Sensitivität des Modells gegenüber Bestandesbehandlungen und der sozialen Stellung eines Baumes interpretiert werden. Je niedriger der dg gegenüber einem bestimmten BHD ist, desto vorwüchsiger ist dieser Baum. Je höher der dg gegenüber einem bestimmten BHD ist, desto unterdrückter ist dieser Baum. Unter gleichen Standortsbedingungen und für den gleichen BHD und bei gleichem Alter kann aber für unterdrückte Bäume eine größere Höhe als für vorherrschende Bäume angenommen werden. Letztlich ist der dg aber auch ein Zeiger für die Standortsgüte, der trotz seiner Behandlungsabhängigkeit selbst durch die Wuchsbedingungen beeinflusst wird.

Der Effekt der Höhenlage zeigt bei der Modellierung mittels glättenden Regressionsterms einen monoton fallenden Verlauf (Abb. 4). Die Seehöhe ist eine Proxyvariable für verschiedene Standortsvariablen vor allem aber für die Temperatur. Unter den Wuchsbedingungen der Fichtenstandorte in Deutschland kann aber eine Verbesserung der Wuchsleistung mit steigender Temperatur als plausibel angenommen werden, wobei unterhalb von 200 m keine Steigerung mehr auftritt (Abb. 4). Die Dämpfung des Höhenwachstums in sehr küstennahen Gebieten durch eine erhöhte mittlere Windgeschwindigkeit, wird dabei über den räumlichen Trend und nicht über den Effekt der Höhenlage quantifiziert.

Der Effekt des Topex-to-distance wird durch eine Exponentialfunktion beschrieben, die für sehr hohe und niedrige Werte waagerecht asymptotisch verläuft (Abb. 4). Dieser asymptotische Verlauf wird für hohe Werte bereits durch den glättenden Regressionsterm vorgegeben, während die Richtungswechsel für niedrige Werte als unplausibel bzw. als Ergebnis unberücksichtiger Prädiktoren und / oder unbalancierter Datenstrukturen interpretiert werden. Der Topex-to-distance in west- bis südlicher Richtung wird in erster Linie als Zeiger für Trockenstreß interpretiert. Je stärker ein Hang in diesen Himmelsrichtungen geneigt bzw. je niedriger der Topex-to-distance ist, desto geringer ist die Baumhöhe zu einem BHD und bei gleichem Alter. Positive Topex-to-distance treten typischerweise an Ost- bis Nordhängen oder deren Hangfüßen auf, die abgesehen von den absoluten Hochlagen als bevorzugte Fichtenstandorte gelten können. Für diese Bedingungen würde das Modell unter sonst konstanten Bedingungen die höchsten Höhenwerte prognostizieren.

Der asymptotische Verlauf des Keimjahreffektes verhindert, dass sehr alte Bäume noch unter das Niveau absinken, das zwischen 1840 und 1930 herrscht. Zwar weist auch der Keimjahreffekt, wie auch schon die Effekte von Alter und dg, daraufhin, dass die sehr alten Fichten geringere Höhen als z.B. die 100-jährigen Fichten aufweisen. Auch hier wird aber die eingangs des Kapitels formulierte These einer schlechteren Standortsausstattung der alten und sehr alten Fichten als eigentliche Ursache unterstellt. Das Keimjahr dient jedoch als Proxyvariable um durch anthropogene Einträge veränderte Wachstumsbedingungen zu beschreiben. Der starke Anstieg zwischen 1800 und 1840 kann aber nicht durch eine veränderte Eintragssituation erklärt werden. Der zweite Anstieg zwischen den Keimjahren 1940 und 1970 wird dagegen als das Resultat der vor allem durch Stickstoffeinträge bedingten großräumigen Standortsverbesserung interpretiert. Sensitivitätsanalysen zeigten, dass dieser Anstieg wenig auf unterschiedliche Modellformulierungen reagiert. Der Verlauf nach 1970 reagiert bei einer derartigen Sensitivitätsanalyse sehr viel stärker, so dass auch waagerecht asymptotische Verläufe resultierten. Der Alterseffekt kann umso klarer von einem Keimjahreffekt getrennt werden, je größer die bedingte Variabilität des Keimjahrs zu einem Alter ist. Innerhalb der ertragskundlichen Versuchsflächen zeigen vor allem 50-100 jährige Fichten die größte diesbezügliche Variabilität. Die Bestände, die jünger als 40 Jahre sind, stammen dagegen alle aus jüngerer Zeit, so dass Vergleichsbestände aus früheren Zeiten fehlen. Diese Problematik, die Resultate der Sensitivitätsanalyse sowie das Expertenwissen, dass sich viele Waldökosysteme mittlerweile in einem stickstoffgesättigten Fließgleichgewicht befinden, führt zur Approximierung mittels Exponentialfunktion mit waagerecht asymptotischem Verlauf für geringe Keimalter (Abb. 4). Ab einem Keimjahr von ca. 1970 an verbleiben bedingte Höhenschätzungen somit auf dem erreichten hohen Niveau und es tritt keine weitere Verbesserung des Wachstums ein.

Die Modellierung des räumlichen Trends dient der Quantifizierung der regionalen Unterschiede in der Höhen-Durchmesser-Beziehung, die nicht über die Effekte der übrigen Prädiktoren beschrieben werden. Die geographische Lage ist damit eine Proxyvariable für die großräumig variierenden Standortsunterschiede. Der Modelleffekt der geographischen Lage lässt sich verdeutlichen, wenn eine Modellprognose unter sonst konstanten Bedingungen erfolgt (Abb. 5 links). Dargestellt ist die Schätzung der logarithmierten Höhe einer Fichte mit einem

BHD von 30.7 cm. Dieser Wert entspricht dem mittleren BHD der Datenbasis. Die Prädiktoren Alter, Keimjahr, Topex\_SW, Grundflächenmittelstamm und Seehöhe gehen ebenfalls mit ihren Datenmittelwerten in die Prognose ein (Alter=66 [J], Keimjahr=1927, Topex\_SW=3899 [ $^{\circ}\times 10$ ], Grundflächenmittelstamm=28.8 [cm], Seehöhe=499 [m]). Zwar entstehen bei dieser Art der Sensitivitätsanalyse Kombinationen von Prädiktoren, die in der Realität nicht auftreten, aber die regionalen Unterschiede lassen sich so besonders gut visualisieren. Bei konstanten Bedingungen nimmt die Höhe bzw. Bonität vom Voralpenland über die Mittelgebirge zur Norddeutschen Tiefebene hin tendenziell ab. Im Bereich der Norddeutschen Jungmöränenlandschaften nimmt die Höhe dann tendenziell wieder leicht zu.

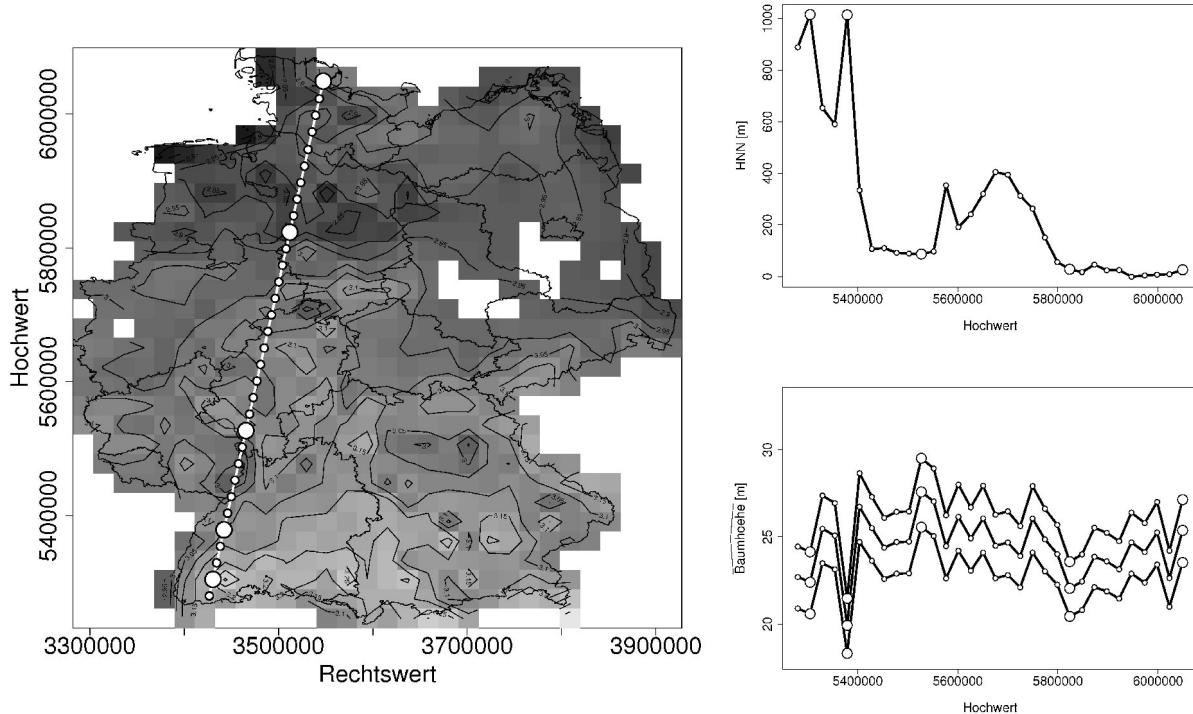


Abbildung 5: Visualisierung des modellierten räumlichen Trends auf der Ebene der logarithmierten Höhe (links). Je dunkler der Grauton, umso geringer sind die geschätzten Höhen bzw. Bonitäten. Höhenprofil entlang eines Transekts von der schweizer zur dänischen Grenze (rechts oben). Geschätzte Baumhöhen entlang des Transekts für drei 80-jährige Fichten mit dem Keimjahr 1929 und einer mittleren Exponiertheit in Richtung Südwesten. Die BHD und zugehörigen Grundflächenmittelstämmme der drei Fichten entsprechen den Grundflächenmittelstämmen der I., II., und III. Ertragsklasse nach der Ertragstafel Wiedemann (aus Schober 1995) für die starke Durchforstung im Alter 80 (34.2 cm, 29.7 cm, 25.9 cm).

Das Zusammenwirken der Effekte von geographischer Lage und Seehöhe bei sonst konstanten Bedingungen lässt sich ebenfalls darstellen (Abb. 5 rechts). Entlang eines Transekts von der schweizer zur dänischen Grenze wurden mit Hilfe des longitudinalen Höhen-Durchmesser-Modells Baumhöhen für drei 80-jährige Fichten geschätzt, die das Keimjahr 1929 aufweisen. Die Exponiertheit in Richtung Südwesten entspricht wieder dem Datenmittelwert. Die BHD und zugehörigen Grundflächenmittelstämmme entsprechen den Grundflächenmittelstämmen der I., II., und III. Ertragsklasse nach der Ertragstafel Wiedemann (aus Schober 1995) für die starke Durchforstung. Die Seehöhe wurde entsprechend der Koordinaten aus dem digitalen Geländemodell (SRTM) entnommen. Sehr geringe Baumhöhen weisen die beiden Standorte mit ca. 1000 m Seehöhe auf, wobei die Baumhöhen im Bereich der Hornisgrinde im Nordschwarzwald noch deutlich unter den Baumhöhen im Leebereich der hohen Berge des Südschwarzwaldes liegen, was als plausibel beurteilt werden kann. Der weitere Verlauf der Baumhöhen wird im Bereich der Mittelgebirge deutlich von der jeweiligen Seehöhe bestimmt. Mit Erreichen der Mittelgebirgsschwelle nehmen die Baumhöhen im Altpleistozän noch weiter ab, um im Bereich des Jungpleistozäns wieder deutlich zuzunehmen (Abb. 5 rechts).

### Anwendung

In der Anwendung des linearen gemischten Modells (Formel 11) zur Höhenergänzung sind verschiedene Situationen denkbar. Liegen überhaupt keine gemessenen Höhen in einem Bestand vor, werden ausschließlich die festen Modelleffekte für die Höhenschätzung verwendet (Abb. 6). Liegen Höhenmessungen zu abweichenden Inventurzeitpunkten vor, lassen sich die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle (Stichprobennpunkt) berechnen und in Kombination mit den festen Effekten für die Höhenschätzung verwenden (Abb. 6). Liegen Höhenmessungen zum jeweiligen Inventurzeitpunkt vor, so lassen sich zusätzlich die Zufallsparameter für den Inventurzeitpunkt

geschachtelt in der Parzellenebene berechnen bzw. für die Schätzung verwenden (Abb. 6). Im letzteren Fall tragen aber auch die Höhenmessungen in der Parzelle, die zu abweichenden Inventurzeitpunkten erfolgt sind, zu einer Erhöhung der Schätzgenauigkeit zum Bezugszeitpunkt bei. Der sogenannte *Best Linear Unbiased Predictor* (BLUP) für den Vektor der Zufallsparameter lässt sich über Matrixalgebra wie folgt berechnen (Lappi 1997):

$$\hat{\mathbf{b}} = (Z^T R^{-1} Z + D^{-1})^{-1} Z^T R^{-1} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}) \quad (13)$$

mit der zugehörigen Vorhersagevarianz:

$$\text{var}(\hat{\mathbf{b}}) = (Z^T R^{-1} Z + D^{-1})^{-1} \quad (14)$$

Dabei ist  $Z$  die Modellmatrix für die Zufallseffekte des Modells (Formel 11),  $D$  die Varianz-Kovarianz-Matrix der Zufallsparameter, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix ( $\hat{D}$ ) aus dem Modell (Formel 11) ersetzt wird und  $R$  die Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix ( $\hat{R}$ ) aus dem Modell (Formel 11) ersetzt wird. Die Höhenschätzung lässt sich in allgemeiner Form wie folgt beschreiben, wobei je nach Informationslage bestimmte oder auch alle Einträge des Vektors der Zufallsparameter Null gesetzt sind:

$$\hat{\ln}(h) = \boldsymbol{\mu} + Z\hat{\mathbf{b}} \quad (15)$$

wobei  $\boldsymbol{\mu}$  der Erwartungswert der logarithmierten Höhe ist, der über die festen Effekte geschätzt wird, und  $Z\hat{\mathbf{b}}$  die berechneten Zufallseffekte für die Parzellen und Inventurzeitpunkte sind. Die Varianz-Kovarianz-Matrix der zugehörigen Vorhersagefehler der logarithmierten Höhe ergibt sich aus:

$$\text{var}(\hat{\ln}(h)) = Z \text{ var}(\hat{\mathbf{b}}) Z^T + \hat{R} \quad (16)$$

Der Vorhersagefehler der logarithmierten Höhe wird dafür genutzt, den negativen Bias, der aus der Logarithmierung resultiert (Flewelling und Pienaar 1981), zu korrigieren (Mehtatalo 2005):

$$\hat{h}_{\text{unbiased}} = \exp(\hat{\ln}(h) + \frac{1}{2} \text{ diag}[\text{var}(\hat{\ln}(h))] \quad (17)$$

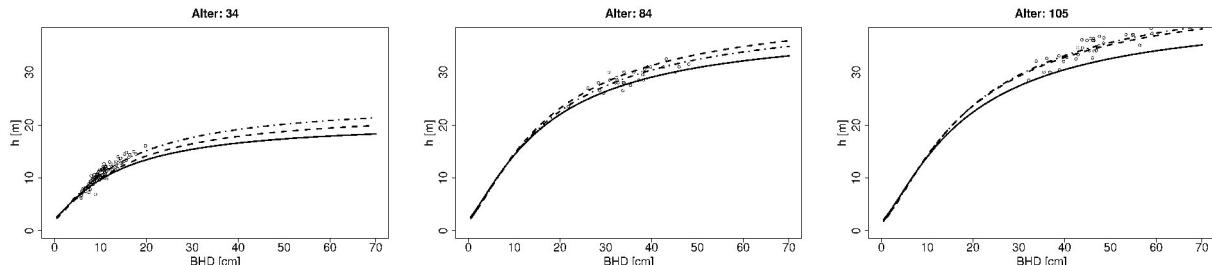


Abbildung 6: Höhenschätzungen für drei verschiedene Zeitpunkte einer langfristig beobachteten Versuchsfläche unter ausschließlicher Verwendung der festen Effekte (durchgezogene Linien), unter zusätzlicher Verwendung der Höhenmessungen der Parzelle, die von anderen Inventurzeitpunkten stammen (gestrichelte Linie) und unter zusätzlicher Verwendung aller Höhenmessungen der Parzelle, d.h. auch des jeweiligen dargestellten Zeitpunktes (punkt-gestrichelte Linie).

Soll das Modell nicht nur für die Höhenergänzung für gemessene BHD genutzt werden, sondern auch für eine Fortschreibung in die Zukunft, muss eine Prognose auch für den dg erfolgen, der sich mit dem Alter ändert. Hierbei sind zwei Anwendungen denkbar: I. Ist das longitudinale Höhen-Durchmesser-Modell Bestandteil eines Wachstumssimulators so resultiert der Altersverlauf des dg aus dem Durchmesserwachstum der Einzelbäume bzw. direkt aus einem Bestandesmodell für den dg. II. Soll das longitudinale Höhen-Durchmesser-Modell für die Bonitierung verwendet werden, so muss die Fortschreibung des dg auf das Bezugsalter (100) aus zwei Gründen erfolgen. Zum einen wird der feste Effekt des dg zum Bezugsalter benötigt. Darüber hinaus wird der dg benötigt, um die zugehörige Bestandesmittelhöhe hg aus der prognostizierten Höhenkurve abzugreifen. Für die Anwendung als Bonitierungswerkzeug wurde im Anhalt an Mehtatalo (2004) folgendes lineares gemischtes Modell parametrisiert:

$$\ln(dg_{kt}) = (\alpha + \alpha_k) + (\beta + \beta_k) \ln(Alter_{kt}) + \varepsilon_{kt} \quad (18)$$

Tabelle 5: Parameterschätzungen des linearen gemischten Modells, zur Beschreibung des Altersverlaufs (Formel 18).

Feste Effekte:		Erwartungswert t	Std-Fehler	DF	t-Wert	p-Wert
$\alpha$		0.1246164	0.009964447	56085	12.5061	0
$\beta$		0.7670394	0.002404679	13291	318.977	9
<hr/>						
Standardabweichung und Korrelation der Zufallsparameter:		95 % Konfidenzintervall				
		Untere Grenze	Erwartungswert	Obere Grenze		
$s(\alpha_k)$		0.57454017	0.6044555	0.6359285		
$s(\beta_k)$		0.09225982	0.1015664	0.1118118		
$\text{cor}(\alpha_k, \beta_k)$		-0.90058552	-0.8890495	-0.8762619		
$s(\varepsilon_{kt})$		0.1265202	0.1284251	0.1303587		

### Diskussion

Das vorgestellte longitudinale Höhen-Durchmesser-Modell basiert in seiner Grundkonzeption auf einem Modellansatz von Lappi (1997), der bereits in mehr oder weniger stark abgewandelter Form für verschiedene Baumarten adaptiert wurde (Hökkä 1997, Eerikäinen 2003, Mehtätalo 2004, Mehtätalo 2005). Allerdings weist die Untersuchung einige grundlegende Unterschiede auf. So ist die verwendete Datengrundlage sehr viel umfangreicher und besitzt eine größere Flächenrepräsentativität. Die hohe Flächenrepräsentativität wird dadurch erreicht, dass im Gegensatz zu den zitierten Arbeiten auch auf die Daten von Forstinventuren (Bundeswaldinventur und Betriebsinventur in Niedersachsen) und nicht ausschließlich auf Versuchsflächen zurückgegriffen wird. Aus der Verwendung der Forstinventuren resultiert aber auch, dass für die einzelne Stichprobeneinheit (Parzelle, Stichprobenpunkt) zu einem Inventurzeitpunkt nicht genügend Beobachtungen vorliegen, um individuelle Höhenkurven zu parametrisieren. Diese Vorgehensweise wird von Lappi (1997) und Mehtätalo (2004/2005) dazu verwendet, um Trends der originären Parameter über dem Alter bzw. dem Grundflächenmittelstamm zu identifizieren. Diese Trends könnten auch aus den Zufallsparametern eines gemischten Modells abgeleitet werden. In der vorliegenden Untersuchungen wird jedoch ein verallgemeinertes additives gemischtes Modell zur Identifizierung der Alterstrends verwendet. Im Gegensatz zur Vorgehensweise von Mehtätalo (2004) wird das Alter und nicht der Grundflächenmittelstamm als dominierender Prädiktor im Modell integriert, da der Grundflächenmittelstamm selbst durch die Standortseigenschaften eines Standortes beeinflusst wird. Eine Zielsetzung der Untersuchung ist es aber, den Einfluss von Standortseigenschaften auf die Entwicklung der Höhen-Durchmesser-Beziehung über dem Alter zu quantifizieren. Erst nach der Fixierung des Alterstrends auf den originären Parameter A werden weitere Prädiktoren integriert. In der vorliegenden Arbeit werden vorerst nur Proxyvariablen verwendet, die zukünftig zumindest teilweise durch Variablen ersetzt werden sollen, die in einem kausalen Zusammenhang zum Waldwachstum stehen. Durch die Integration der Standortsvariablen wird eine Modellierung des Standort-Leistung-Bezuges ermöglicht. Gleichzeitig wird eine Abschätzung der Effekte des prognostizierten Klimawandels auf die Leistungsfähigkeit von Fichtenbeständen möglich.

Die gleichzeitige Integration des dg mit den Proxyvariablen führt allerdings zu einer deutlichen Modellverbesserung, so dass letztlich sowohl das Alter als auch der dg als Prädiktoren verwendet werden. Die Integration weiterer Prädiktoren erfolgt im Gegensatz zu Lappi (1997) und Mehtätalo (2004) ebenfalls in einem verallgemeinerten additiven Modell, so dass etwaige nicht-lineare Modelleffekte identifiziert werden können. Zum mindest in der vorliegenden Untersuchung wäre die Annahme linearer Effekte auf das Niveau des originären Parameters A eine unzulässige Vereinfachung. Eine zusätzliche Erweiterung des Modellansatzes besteht in der Modellierung eines räumlichen Trends der originären Modellparameter mit Hilfe eines spezifischen verallgemeinerten additiven Modells (Wood 2006). Voraussetzung für die Quantifizierung dieser geographischen Unterschiede sind die Forstinventuren bzw. die hohe Flächenrepräsentativität der Datengrundlage. Mehtätalo (2004/2005) verwendet ausschließlich den Hochwert und unterstellt zusätzlich einen linearen Modelleffekt. Eine derartig vereinfachte Modellstruktur würde in der vorliegenden Untersuchung mit ihrer komplexen räumlichen Datenstruktur zu einer deutlichen geringeren Flexibilität bei der Beschreibung regionaler Unterschiede führen.

Die größere Flexibilität bei der Beschreibung der festen Modelleffekte führt zu der aus theoretischer Sicht nicht optimalen schrittweisen Modellierung, wobei zuerst ein verallgemeinertes additives Modell parametrisiert wird und die so ermittelten Modelleffekte als Konstanten in einem gemischten linearen Modell verwendet werden. Weitere Modellierungsschritte resultieren daraus, dass glättende Terme durch parametrische Terme ersetzt werden, um Monotoniebedingungen zu erfüllen. Durch zukünftige Methodenentwicklungen, die etwa die Definition von Monotoniebedingungen für glättende Terme zulassen, könnten einiger der Modellierungsschritte entfallen. Die Spezifizierung als gemischtes Modell erlaubt wie in den zitierten Arbeiten eine Kalibrierung des mittleren Populationsmodells an Vorinformationen d.h. an gemessenen Höhen-Durchmesser-Wertpaaren.

### Zusammenfassung

Der Beitrag beschreibt ein generalisiertes Höhen-Durchmessermode für Fichte, d.h. den Effekt von unterschiedlichen Prädiktoren auf die Relation von Höhe zu Durchmesser von Einzelbäumen. Datengrundlage sind die Bundeswaldinventur, die Betriebsinventuren der Niedersächsischen Landesforsten und ertragskundliche Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt. Als Prädiktoren werden Proxyvariablen wie die Seehöhe als Ersatz für die eigentlichen Standortvariablen verwendet. Durch die Verwendung des (Einzelbaum-)Alters erhält das Modell seinen longitudinalen Charakter und kann somit auch für die Fortschreibung der Höhe in Wachstumssimulationen oder für die Bonitierung verwendet werden. Eine Besonderheit ist die Modellierung eines räumlichen Trends der Höhen-Durchmesser-Beziehung mit Hilfe eines speziellen verallgemeinerten additiven (gemischten) Modells. Der räumliche Trend wird simultan mit den Effekten der übrigen Prädiktoren geschätzt und kann als Ersatz für die Effekte nicht erfasster Einflussgrößen wie der mittleren Windgeschwindigkeit interpretiert werden. Das Modell wird abschließend als gemischtes Modell parametrisiert, so dass eine Kalibrierung des globalen Modells an Vorinformationen möglich ist.

### Danksagung

Herrn Dr. Thomas Böckmann wird für die Bereitstellung der Betriebsinventurdaten der Niedersächsischen Landesforsten gedankt. Herrn Dr. Heino Polley und Frau Petra Hennig wird für die Bereitstellung der Daten der Bundeswaldinventur für die Nutzung im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes "Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Entwicklung eines Entscheidungsunterstützungssystems Wald und Klimawandel" gedankt. Das vorgestellte Modell wird im Rahmen dieses Projektes für die Bonitierung von Fichtenbeständen im Teilprojekt klimasensitive Modellierung des Standort-Leistungs-Bezugs verwendet.

### Literaturverzeichnis

- BURNHAM, K.P., ANDERSON, D.R.: Multimodel inference: under-standing AIC and BIC in model selection. *Sociol Methods Res* 33:261–304. doi:10.1177/0049124104268644, 2004.
- EERIKÄINEN, K.: Predicting the height-diameter pattern of planted *Pinus kesiya* stands in Zambia and Zimbabwe. *Forest Ecology and Management* 175: 355-366, 2003.
- FLEWELLING, J.W., PIENAAR, L.V.: Multiplicative regression with lognormal errors. *Forest Science* 18(3): 241–245, 1981.
- HÖKKÄ, H.: Height-diameter curves with random intercepts and slopes for trees growing on drained peatlands. *Forest Ecology and Management* 97: 63-72, 1997.
- KENNEL, E.: Waldinventur und Holzaufkommensprognose für Bayern [Forest resource assessment and projections for Bavaria]. *Allgemeine Forstzeitschrift*: 615-616, 1972.
- LAPPI, J.: Calibration of height and volume equations with random parameters. *Forest Science* 37 (3): 781-801, 1991.
- LAPPI, J.: A longitudinal analysis of height/diameter curves. *Forest Science*. 43 (4): 555-570, 1997.
- LARSEN, D.R., HANN, D.W.: Height-diameter equations for seventeen tree species in southwest Oregon. Oregon State University, College of Forestry, Forest Research Laboratory, Corvallis, Research Paper 49: 16, 1987.
- LÓPEZ SÁNCHEZ, C.A., GORGOSO, J.J., CASTEDO, F., ROJO, A., RODRÍGUEZ, R., ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G., SÁNCHEZ RODRÍGUEZ, F.: A height-diameter model for *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwest Spain). *Annals of Forest Science* 60: 237–245, 2003.
- MEHTÄTALO, L.: A longitudinal height-diameter model for Norway spruce in Finland. *Canadian Journal of Forest Research* 34: 131-140, 2004.
- MEHTÄTALO, L.: Height-diameter models for Scots pine and birch in Finland. *Silva Fennica* 39(1): 55–66, 2005.
- NAGEL, J.: Einheitshöhenkurvenmodell für Roteiche [A generalized height-diameter model for American Oak]. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 162 (1): 16-18, 1991.
- PINHEIRO, J., BATES, D., DEBROY, S., SARKAR D. AND THE R CORE TEAM: nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-89, 2008.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2008.
- SCHOBER, R.: Ertragstafeln wichtiger Baumarten bei verschiedener Durchforstung. Sauerländer, J D; Auflage: 4., Aufl.: 166 S., 1995.
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., SKOVSGAARD, J.P. (EDS.): Growth Trends in European Forests: Studies from 12 Countries. EFI Research Report No. 5, Berlin: Springer-Verlag, 372 p, 1996.
- TEMESGEN, H., GADOW, K.V.: Generalized height-diameter models—an application for major tree species in complex stands of interior British Columbia. *European Journal of Forest Research* 123 (1): 45-51, 2004.
- WOOD, S.N.: Thin-plate regression splines. *Journal of the Royal Statistical Society (B)* 65(1):95-114, 2003.
- WOOD, S.N.: Generalized Additive Models. An Introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 2006.
- ZEIDE, B.: Analysis of growth equations. *For Sci* 39 (3): 594-616, 1993.

# Beurteilung der Anbauwürdigkeit von Baumarten unter Klimawandel mittels dreidimensionaler Ökogramme

*Matthias Albert und Matthias Schmidt*

*Abteilung Waldwachstum, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr. 2, 37079 Göttingen*

## 1 Einleitung

Der Forschungsschwerpunkt „klimasensitive Modellierung des Standort-Leistungs-Bezugs“ als Teil des BMBF-Verbundprojektes „Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Entwicklung eines Entscheidungsunterstützungssystems Wald und Klimawandel“ befasst sich neben der Vorhersage von Bonitätsverschiebungen mit der Bereitstellung von waldbaulichen Entscheidungshilfen bei der Baumartenwahl. Ein verallgemeinertes additives Regressionsmodell ermöglicht die Schätzung des Erwartungswertes der Höhenbonität einer Baumart für eine bestimmte Kombination von Standortseigenschaften (vgl. ALBERT und SCHMIDT, 2008, 2009). Zukünftige Bonitätsveränderungen unter verschiedenen Klimaszenarien können analysiert werden. Für eine aus waldwachstumskundlicher Sicht abgeleitete Anbauempfehlung von Baumarten auf einem konkreten Standort reicht eine mittelwertbasierte Bonitätsschätzung jedoch nicht aus, schließlich sollen deutlich mehr als die Hälfte aller unter den Standortsbedingungen angebauten Bestände eine bestimmte Wuchsleistung erbringen. Ziel dieser Untersuchung ist somit die Schätzung eines beliebigen Quantils der Verteilung der Höhenbonität. Welches konkrete Quantil letztlich prognostiziert werden soll, leitet sich aus den Anforderungen der forstlichen Praxis bezüglich der Leistungsfähigkeit von Waldbeständen ab. Es werden in diesem Beitrag Quantilsregressionsmodelle für die Baumarten Buche und Fichte in Niedersachsen präsentiert. Die Ergebnisse der Quantilsregression werden anschließend für eine Anbauempfehlung in die Klassen optimal, anbauwürdig und kritisch bezogen auf das Wuchspotenzial eingeteilt. Lagespezifische dreidimensionale Ökogramme mit den Achsen mittlere Temperatur und pflanzenverfügbares Wasser in der Vegetationszeit und der zeitlichen Entwicklung unter einem bestimmten Klimaszenario als dritte Dimension veranschaulichen diese Ergebnisse und unterstützen eine waldbauliche Entscheidungsfindung bei der Baumartenwahl. Ziel dieser Untersuchung ist die Darstellung der Methodik zur Herleitung der dreidimensionalen Ökogramme.

## 2 Material und Methoden

### 2.1 Daten

Die Parametrisierung der Quantilsregressionsmodelle erfolgt auf der Grundlage der Betriebsinventurpunkte der Niedersächsischen Landesforsten sowie den zugehörigen bodenkundlichen und klimatischen Standortsdaten.

### Ertragskundliche Daten

Alle Betriebsinventurpunkte der Niedersächsischen Landesforsten mit Fichtenvorkommen (16.552 Probekreise) und Buchenvorkommen (9.474 Probekreise) dienen als ertragskundliche Datengrundlage. Das zweiphasige Stichprobenkonzept der Betriebsinventur zielt auf die genaue Erfassung älterer Bestände und unterstellt somit keine flächenrepräsentativen Auswahlwahrscheinlichkeiten (BÖCKMANN ET AL., 1998). Dies spiegelt sich in den hohen Werten der ertragskundlichen Kenngrößen in Tabelle 1 wider.

Tabelle 1: Kennwerte der Fichten- und Buchen-Probekreise (sd: Standardabweichung, hg<sub>100</sub>: Mittelhöhenbonität im Alter 100, Ndep: mittlere jährliche Stickstoffdeposition während des Bestandeslebens [1000 eq/ha/a = 14,01 kg/ha/a], nFK: nutzbare Feldkapazität bezogen auf 1 m Bodentiefe, Temp: mittlere Temperatur in der Vegetationszeit (VZ), Prec: Niederschlagssumme in VZ, Evapo<sub>pot</sub>: potentielle Evapotranspiration in VZ).

		Fichte		Buche	
		Mittelwert	sd	Mittelwert	sd
Alter	[ J ]	70	32	100	44
dg	[ cm ]	33,9	9,9	39,2	16,0
hg <sub>100</sub>	[ m ]	29,6	2,9	29,2	3,6
Ndep	[ eq/ha/a ]	3379	848	2805	935
nFK	[ mm ]	112	51	101	64
Temp	[ °C ]	13,5	1,0	14,0	0,7
Prec	[ mm ]	367	55	336	36
Evapo <sub>pot</sub>	[ mm ]	441	36	455	29

Für jedes Fichten- und jedes Buchenvorkommen wird die Mittelhöhenbonität im Alter 100 mit dem longitudinalen Höhen-Durchmesser-Modell nach SCHMIDT (2008) bestimmt. Die Bonitierungsmethode trennt den DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

Wachstumstrend, hervorgerufen durch die veränderten Wachstumsbedingungen der letzten Jahrzehnte, von anderen Standorteffekten und ermöglicht somit eine Bonitätsschätzung unter Berücksichtigung dieses Wachstumstrends. Es wird keine Konstanz der Standortsverhältnisse vorausgesetzt, was das Modell insbesondere im Kontext der Klimaveränderung geeignet erscheinen lässt. Die geschätzte Mittelhöhenbonität wird im Folgenden als die abhängige Variable bei der klimasensitiven Modellierung verwendet.

### **Standortsdaten**

Die Standortsfaktoren Bodennährstoffe, nutzbare Feldkapazität (nFK) und Stickstoffdepositionsrate (Ndep) wurden im Rahmen der Modellselektion auf ihren Einfluss hin überprüft. Die Bodennährstoffe werden durch die Nährstoffziffer der niedersächsischen Standortkartierung (von 1=arm bis 6=reich) klassifiziert. Die Informationen liegen für jeden Betriebsinventurpunkt vor (vgl. Tab. 2). Die nutzbare Feldkapazität als wichtige Komponente der Gesamtwassermenge, die der Pflanze zur Verfügung steht, ist für die Inventurpunkte nur als kategoriale und nicht als kontinuierliche Größe verfügbar. Dies ist jedoch für eine Kombination mit den Niederschlags- und Evapotranspirationswerten notwendig, um die Menge des gesamten pflanzenverfügbaren Wassers (WH) herzuleiten, die als Prädiktor in das Quantilsregressionsmodell eingeht. In einem ersten Näherungsschritt wird die nutzbare Feldkapazität daher aus der Bodenkundlichen Übersichtskarte 1:50.000 von Niedersachsen entnommen (NLfB, 2004). Kennwerte der nutzbaren Feldkapazität sind in Tab. 1 aufgeführt.

Tabelle 2: Klassenbelegung der Nährstoffziffern für Buche und Fichte (1= sehr schwach ..., 2= schwach ..., 3= mäßig ..., 4= ziemlich gut ..., 5= gut ..., 6= sehr gut mit Nährstoffen versorgt).

Nährstoffziffer						
	1	2	3	4	5	6
<b>Fichte</b>	50	1482	8366	6476	684	25
<b>Buche</b>	20	327	2337	5025	1656	109

Die mittlere jährliche Stickstoffdepositionsrate über das Bestandesleben ist ein mit einer modifizierten Version des Modells MAKEDEP prognostizierter und regionalisierter Wert (ALVETEG ET AL., 1997; AHRENDS ET AL., 2008). Das Modell berechnet die jährlichen Stickstoffdepositionsdaten auf der Grundlage der beobachteten Stickstoffdepositionen in Deutschland zwischen 1995 und 2004 (GAUGER ET AL., 2008) sowie rekonstruierten früheren Werten anhand der Daten des European Monitoring and Evaluation Programme (vgl. AHRENDS ET AL., 2008). Die modellierten Stickstoffdepositionsdaten haben eine räumliche Auflösung von 1 x 1 km, was als hinreichend genau für eine Zuordnung zu den Betriebsinventurpunkten angesehen wird. Stickstoffdepositionskenntwerte der Buchen- und Fichtenplots sind in Tab. 1 aufgelistet.

### **Klimavariablen**

Als klimasensitive Standortsfaktoren werden die mittlere Temperatur, die Niederschlagssumme und die potentielle Evapotranspiration jeweils in der Vegetationszeit herangezogen. Die potentielle Evapotranspiration wird hierbei nach der Methode von Penman-Monteith bestimmt (MONTEITH, 1965). Aus diesen Kenngrößen lassen sich die klimatische Wasserbilanz (KWB) als Differenz aus Niederschlag und Evapotranspiration und die der Pflanze zur Verfügung stehende Gesamtwassermenge (Wasserhaushalt WH) als Summe aus KWB und nFK herleiten. Die Klimavariablen Temperatur, Niederschlag und Evapotranspiration werden mit dem regionalen Klimamodell WETTREG (SPEKAT ET AL., 2006; UMWELTBUNDESAMT, 2007) für die Klimareferenzperiode 1961 bis 1990 simuliert. Die anschließende Regionalisierung mit dem Modell WaSIM-ETH (SCHULLA, 1997; SCHULLA und JASPER, 2007) auf ein 200 x 200 m Raster ermöglicht die Zuordnung zu den Betriebsinventurpunkten (Tab. 1).

Die Vegetationsperiode wird baumartenabhängig bestimmt. Der Beginn der Vegetationszeit wird mit Hilfe des Modells LNVAR von MENZEL (1997, S. 52 ff) geschätzt. Das Ende der Vegetationszeit richtet sich nach dem Temperatur- bzw. Kurztagskriterium und wird als baumartenunabhängig angenommen (v. WILPERT, 1990, S. 106 ff). Die Klimavariablen werden demnach baumarten- und lageabhängig bilanziert. Allerdings werden aus rechentechnischen Gründen die Bilanzen derzeit noch auf eine großräumig einheitliche Vegetationsperiode bezogen. Während also die Bilanzierung für großräumig einheitliche Zeiträume erfolgt, wird die Variabilität der Evapotranspiration durch die Berücksichtigung des Laubaustriebes auch kleinräumig abgebildet.

## **2.2 Modellbildung mittels Quantilsregression**

Für eine spezifische Kombination von Standortseigenschaften sind die Höhenbonitäten approximativ normalverteilt, so dass ihr Erwartungswert mit dem klimasensitiven Standort-Leistungs-Modell (Mittelwertregressionsmodell) geschätzt werden kann (ALBERT und SCHMIDT, 2008, 2009). D.h., etwa die Hälfte aller Bestände weist eine bessere Bonität auf als der prognostizierte Mittelwert. Für die Anbauempfehlung einer Baumart wird gefordert, dass ein deutlich größerer Anteil als 50 % eine bestimmte Höhenbonität aufweisen

müssen. Folglich ist zur Beurteilung der Anbauwürdigkeit einer Baumart aus waldwachstumskundlicher Sicht ein zu definierendes Quantil der Bonitätsverteilung zu schätzen. Zur Identifikation der Optimum- und Grenzbereiche wird hier beispielhaft definiert, dass:

1. optimale Standortbedingungen herrschen, wenn mindestens 80 % der Bestände mindestens die II. Ertragsklasse erreichen,
2. kritische Standortbedingungen sind gegeben, wenn weniger als 80 % der Bestände mindestens die III. Ertragsklasse erreichen.

Somit ist das 20%-Quantil der Höhenbonität zu schätzen. Eine direkte Berechnung des 20%-Quantils des Mittelwertregressionsmodells ist dabei nicht zulässig, da (1) die Residuen der Höhenbonitätsschätzung für Fichte und Buche nur näherungsweise normalverteilt sind (ks-Test:  $p_{\text{Buche}}=7,924\text{e-}08$  und  $p_{\text{Fichte}}=7,025\text{e-}06$ ) und (2) ihre bedingte Varianz über den verwendeten Prädiktoren im Fall der Buche nicht homogen ist (Tab. 3). Für die Fichte ist eine homoskedastische Verteilung gegeben. Auf Heteroskedastizität wird mittels des Goldfeld-Quandt-Tests geprüft (library *lmtest*). Heteroskedastizität liegt vor, wenn ein Teil des Datensatzes eine hohe und der andere Teil eine niedrige Varianz aufweist. Der Datensatz wird entsprechend in zwei Teile zerlegt.

Tabelle 3: Goldfeld-Quandt-Test auf Homoskedastizität.

	Temp	WH	Ndep
$p_{\text{Buche}}$	0,0296	0,0299	0,0298
$p_{\text{Fichte}}$	1	1	1

### 2.2.1 LMS-Quantilsregression nach COLE und GREEN

Die LMS-Methode nach COLE und GREEN (1992) ist ein Quantilsregressionsverfahren, das voraussetzt, dass sich die Verteilung der abhängigen Variable durch die Box-Cox-Cole-Green-Wahrscheinlichkeitsverteilung beschreiben lässt. Die BCCG-Verteilung hat drei Parameter, die die Schiefe  $\lambda$  ( $L$ ), den Mittelwert  $\mu$  ( $M$ ) und den Variationskoeffizienten  $\sigma$  ( $S$ ) beschreiben. Die drei Parameter  $\lambda$ ,  $\mu$  und  $\sigma$  können mit Hilfe von verallgemeinerten additiven Modellen als Funktion von Kovariablen u.a. mittels glättender Splines modelliert werden, womit eine sehr hohe Flexibilität bezüglich der Modelleffekte erreicht wird (YEE, 2004). Die Parametrisierung der drei Funktionen erfolgt durch Maximierung der *penalized log-likelihood*. Ist die BCCG-Verteilung eine geeignete theoretische Approximation der Antwortvariable, führt die LMS-Methode zu einer Transformation der Response-Variable in eine standard-normalverteilte Größe  $z$ . Die Verteilung der transformierten Größe ist somit das Prüfkriterium für die Eignung der LMS-Methode als Quantilsregression für ein spezifisches Problem. Die Box-Cox-Cole-Green-Wahrscheinlichkeitsverteilung (BCCG-Verteilung) ist wie folgt definiert:

$$f(y|\mu, \sigma, \lambda) = \left( \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi} \cdot \sigma} \right) \cdot \left( \frac{y^{\lambda-1}}{\mu^\lambda} \right) \cdot \exp\left( -\frac{z^2}{2} \right) \quad [1]$$

$$\text{wenn } \lambda \neq 0 \quad z = \frac{\left[ \left( \frac{y}{\mu} \right)^\lambda - 1 \right]}{\frac{\mu \cdot \sigma}{\mu - \sigma}} \quad [1.1]$$

$$\text{sonst} \quad z = \frac{\log\left(\frac{y}{\mu}\right)}{\sigma} \quad [1.2]$$

für  $y > 0, \mu > 0, \sigma > 0, \mu = (-\infty, +\infty)$

Die Box-Cox-transformierten  $z$ -Werte werden als standardnormalverteilt angenommen. Die bedingte Quantilsfunktion im LMS-Modell ist wie folgt definiert:

$$Q(\tau | X_i) = \mu(X_i)(1 + \lambda(X_i)\sigma(X_i)\Phi^{-1}(\tau))^{1/\lambda(X_i)} \quad [2]$$

mit  $\tau = \text{Anteil der Verteilung}$ ,

$X_i = \text{Kovariablenvektor } i$ ,

$\Phi^{-1} = \text{inverse Standardnormalverteilung}$ .

### 2.2.2 Modellierung des Höhenbonitätsquantils

Zur Modellierung des Höhenbonitätsquantils werden folgende LMS-Funktionen für Buche und Fichte aufgestellt und im Statistikpaket *R* (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) unter Verwendung der Bibliothek *gamlss* (STASINOPoulos und RIGBY, 2007) parametrisiert:

$$\mu_i = \alpha_1 + \text{nut}_i^T \beta_1 + f_1(WH_i) + f_2(Temp_i) + \alpha_2 \cdot zNdep_i + \alpha_3 \cdot LP_{l_i} + \dots + \alpha_{k+3} \cdot LP_{k_i} \quad [3]$$

mit  $k_{\text{Fichte}} = 60$ ,  $k_{\text{Buche}} = 32$

$$\log(\sigma_i) = \alpha_1 + \text{nut}_i^T \beta_1 + \alpha_2 \cdot zNdep_i + \alpha_3 \cdot LP_{l_i} + \dots + \alpha_{k+3} \cdot LP_{k_i} \quad [4]$$

mit  $k_{\text{Fichte}} = 15$ ,  $k_{\text{Buche}} = 12$

$$\lambda_i = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot zNdep_i \quad [5]$$

mit

**nut**=Indikatorvektor für Nährstoffziffer, **WH**=pflanzenverfügbares Wasser in der Vegetationszeit (VZ) [mm], **Temp**=mittlere Temperatur in VZ [ $^{\circ}\text{C}$ ], **zNdep**=zentrierte mittlere jährliche Stickstoffdeposition [eq/a/ha], **LP<sub>1</sub>** .. **LP<sub>2</sub>**=Splinebasen des räumlichen Trends aus Mittelwertregressionsmodell,  **$\beta_1$** =Parametervektor zu Nährstoffziffern,  **$\alpha_1$**  ..  **$\alpha_k$** =Regressionskoeffizienten, **f<sub>1</sub>**, **f<sub>2</sub>**=glättende Splines.

Das pflanzenverfügbare Wasser und die Temperatur in der Vegetationszeit sind Klimagrößen mit signifikantem Einfluss auf das Baumwachstum (MONSERUD ET AL., 2006). Die zu erstellenden klimasensitiven Ökogramme verwenden daher die beiden Parameter als Achsen und folglich gehen die Parameter als Prädiktoren in die Gleichungen [3] bis [5] ein. Weitere Variablen werden in die Funktionen aufgenommen, soweit ihre Effekte signifikant sind und eine Modellverbesserung anhand des *Bayesian Information Criterion* (BIC) festgestellt wird. Da die Bibliothek *gamlss* keine zweidimensionalen glättenden Splines zur Modellierung eines räumlichen Trends unterstützt, werden die Splinebasen des räumlichen Trends aus dem verallgemeinerten additiven Modell zur Schätzung der Mittelhöhenbonität verwendet (ALBERT und SCHMIDT, 2009). Das Mittelhöhenbonitätsmodell wird mit Hilfe der Bibliothek *mgcv* parametrisiert (WOOD, 2006) und die resultierenden Splinebasen werden als neue Prädiktoren in Form von linearen Termen zur Schätzung des Mittelwerts  $\mu$  und des Variantionskoeffizienten  $\sigma$  im LMS-Modell verwendet. Die Basisdimension  $k$  des 2-dimensionalen Splines wird für die einzelnen Funktionen des LMS-Modells optimiert, indem das Mittelwertregressionsmodell mit unterschiedlichen Basisdimensionen parametrisiert wird, die Splinebasen in die Funktionen des LMS-Modells übergeben werden und anhand des BIC das optimale Modell selektiert wird. Der räumliche Trend ist für die Schätzung der Schiefe  $\lambda$  nicht signifikant. Die Verwendung des 2-dimensionalen glättenden Splines ist jedoch für die Funktionen [3] und [4] des LMS-Modells unbedingt notwendig, wie anhand des BIC nachgewiesen werden kann (BIC<sub>Buche</sub>: 47563 mit und 49314 ohne räumlichen Trend; BIC<sub>Fichte</sub>: 74673 mit und 78694 ohne räumlichen Trend).

Die Parameterwerte der drei LMS-Funktionen für Buche und Fichte sind in Tabelle 4 aufgeführt.

Zu beachten ist, dass nur die den Verteilungsmittelwert  $\mu$  beschreibende Funktion [3] die klimasensitiven Variablen pflanzenverfügbares Wasser (WH) und mittlere Temperatur enthält. Unter der Annahme, dass der Nährstoffhaushalt mittelfristig unverändert sowie der Stickstoffspeicher im Boden gefüllt und somit der Düngereffekt konstant bleibt, wirkt sich eine Veränderung der Klimabedingungen im LMS-Modell nur auf den Mittelwert  $\mu$ , nicht aber auf die Schiefe und den Variantionskoeffizienten der Verteilung aus.

Tabelle 4: Parameterschätzungen der linearen Prädiktoren zur Schätzung von  $\mu$ ,  $\square$ ,  $\lambda$  für Buche und Fichte (die einzelnen Parameter der Splinebasen des räumlichen Trends sind alle hochsignifikant, werden hier aber nicht einzeln aufgeführt).

**Funktion [3]:**

**Parameterkoeffizienten für Buche:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	5.293626	1.123e+00	4.7149	2.453e-06	***
zNdep	0.001125	4.388e-05	25.6295	4.157e-140	***
Nähr.ziff.3 <sup>(1)</sup>	-2.786413	1.809e-01	-15.4063	6.530e-53	***
Nähr.ziff.4	-1.724331	1.007e-01	-17.1269	8.882e-65	***
Nähr.ziff.5	-0.613371	8.842e-02	-6.9371	4.266e-12	***
LP1 .. LP32					***
$f_1(\text{WH})$				3.765e-11	***
$f_2(\text{Temp})$				5.128e-106	***

**Parameterkoeffizienten für Fichte:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	5.681565	7.287e-01	7.797	6.725e-15	***
zNdep	0.000357	3.281e-05	10.882	1.750e-27	***
Nähr.ziff.3 <sup>(1)</sup>	-1.860154	7.492e-02	-24.829	1.236e-133	***
Nähr.ziff.4	-0.780745	3.996e-02	-19.540	4.471e-84	***
LP1 .. LP60					***
$f_1(\text{WH})$				7.811e-06	***
$f_2(\text{Temp})$				1.240e-244	***

**Funktion [4]:**

**Parameterkoeffizienten für Buche:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	-2.345e+00	1.795e-02	-130.6738	0.000e+00	***
zNdep	-8.564e-05	1.098e-05	-7.7986	6.919e-15	***
Nähr.ziff.3	2.094e-01	4.258e-02	4.9175	8.914e-07	***
Nähr.ziff.4	6.587e-02	2.389e-02	2.7572	5.841e-03	***
Nähr.ziff.5	-1.181e-02	2.101e-02	-0.5620	5.741e-01	***
LP1 .. LP12					***

**Parameterkoeffizienten für Fichte:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	-2.6065333	8.816e-03	-2.96e+02	0.000e+00	***
zNdep	-0.0001934	9.833e-06	-1.97e+01	4.094e-85	***
Nähr.ziff.3	0.1684423	2.253e-02	7.48e+00	7.983e-14	***
Nähr.ziff.4	0.0122860	1.248e-02	9.84e-01	3.249e-01	***
LP1 .. LP60					***

**Funktion [5]:**

**Parameterkoeffizienten für Buche:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	1.9714218	7.890e-02	24.986	1.726e-133	***
zNdep	-0.0002698	8.278e-05	-3.259	1.123e-03	***

**Parameterkoeffizienten für Fichte:**

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t )	
(Intercept)	1.5585963	7.772e-02	20.054	2.083e-88	***
zNdep	-0.0004535	9.426e-05	-4.811	1.514e-06	***

<sup>(1)</sup> Die Nährstoffziffern 1, 2 und 3 sowie 5 und 6 wurden aufgrund der geringen Klassenbelegung in den Buchendaten zusammengefasst (für Fichte wurden 1, 2 und 3 sowie 4, 5 und 6 zusammengefasst).

### 2.2.3 Beurteilung der Modellgüte

Für ein gut angepasstes Modell wird für die transformierte Response-Variable  $z_i \sim N(0,1)$  erwartet. Der ks-Test weist dies für das Buchenmodell nach ( $p=0.124$ ), während für das Fichtenmodell eine Standardnormalverteilung nach ks-Test abgelehnt werden muss. Der QQ-Plot für das Fichtenmodell zeigt Abweichungen von der Standardnormalverteilung in den Randbereichen der Verteilung auf. Der Goldfeld-Quandt-Test bestätigt in allen Fällen für Buche und Fichte eine homoskedastische Verteilung der Residuen über den Prädiktoren.

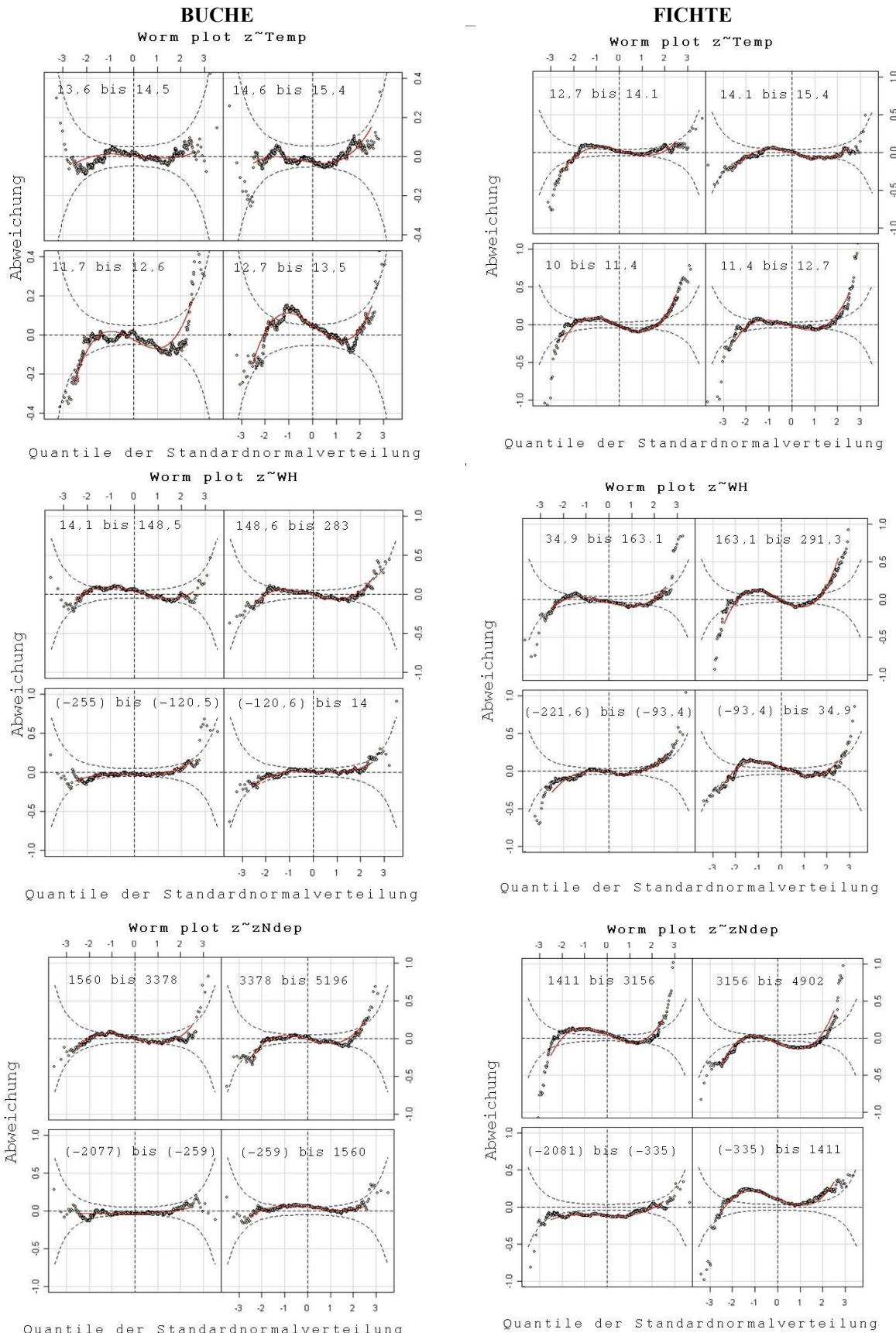


Abb. 1: Wurmplots der transformierten Response-Variablen über den Prädiktoren Temperatur (Temp), pflanzenverfügbares Wasser (WH) und Stickstoffdepositionsrate (zNdep) für das Buchenmodell (links) und das Fichtenmodell (rechts). Der Wertebereich der Prädiktoren ist dabei in jeweils vier Klassen aufgeteilt (Klassengrenzen oben in den einzelnen Diagrammen angegeben).

Nähere Analysen zur Normalverteilung liefert der Wurmplot (van BUUREN, 2007). Wurmplots sind Serien von trendbereinigten QQ-Plots für die einzelnen Kovariaten, d.h. dargestellt sind die Differenzen zwischen beobachteten und erwarteten Werten bei Normalverteilung über den Quantilen der Standardnormalverteilung für die einzelnen Kovariaten. Wurmplots visualisieren, wie gut ein statistisches Verteilungsmodell die Daten beschreibt (Abb. 1).

Die horizontale Nulllinie der Wurmplots markiert den Verlauf bei Standardnormalverteilung. Abweichungen von der Nulllinie können unterschiedliche Ursachen haben, so deuten die in Abbildung 1 zum Teil auftretenden S-Kurven darauf hin, dass die Randbereiche der Verteilung nicht adäquat beschrieben werden. Die bereits vom ks-Test belegte Abweichung der transformierten Response-Variablen im Fichtenmodell wird in den Wurmplots bestätigt. Insgesamt kann das LMS-Modell für Buche und auch mit Einschränkungen für Fichte als geeignet beurteilt werden (vgl. Abbildung 3 in van BUUREN, 2007).

### 3 Ergebnisse

Das Ziel dieser Untersuchung ist die Erarbeitung der Methodik zur Bereitstellung eines dreidimensionalen Ökogrammes als praxistaugliches Instrument für die Entscheidungsfindung bei der Baumartenwahl unter Klimawandel. Zu diesem Zweck werden die Schätzungen des LMS-Quantilsregressionsmodells in Anbauwürdigkeitsklassen übersetzt und visualisiert. Dabei wird gefordert, dass mit Hilfe des 3D-Ökogramms für eine spezifische Kombination von Standortbedingungen Aussagen getroffen werden können, d.h. das Ökogramm muss eine punktgenaue (für Planungszwecke bedeutet dies: bestandesscharfe) Gültigkeit besitzen. Prinzipiell erhält jeder einzelne Bestand „sein“ eigenes lagespezifisches Ökogramm und Verallgemeinerungen sind streng genommen nicht möglich. Vor der Erstellung und Interpretation eines 3D-Ökogrammes ist die Einordnung des zu bewertenden Punktes/Bestandes innerhalb des Parametrisierungsbereiches interessant (Abb. 2).

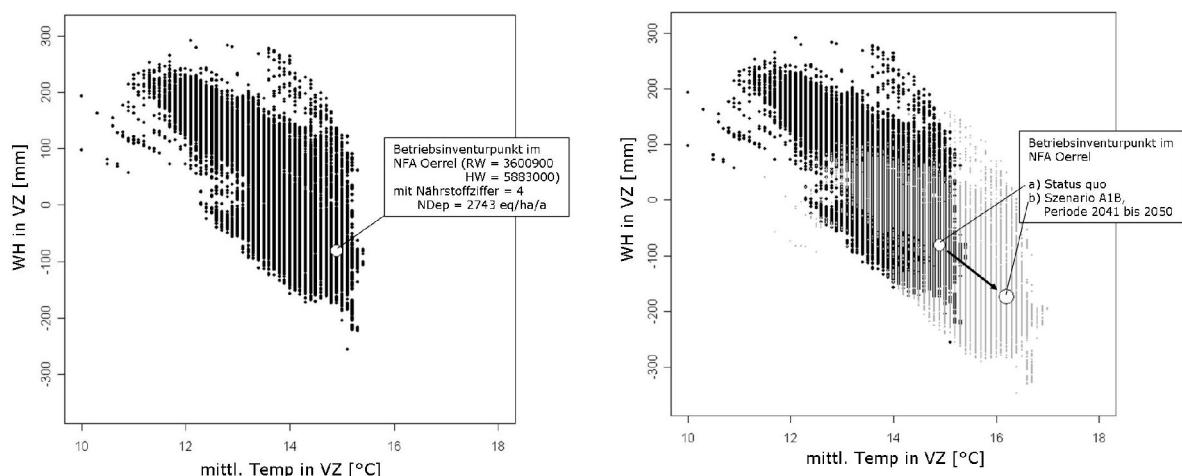


Abb. 2: Derzeitiger Wertebereich des pflanzenverfügbaren Wassers (WH) und der mittleren Temperatur in der Vegetationszeit aller Betriebsinventurpunkte in Niedersachsen (dunkle Punkte, linke Grafik) und die Verschiebung des Wertebereiches unter Klimaszenario A1B – trockene Variante für die Periode 2041-2050 (helle Punkte, rechte Grafik).

In Abbildung 2 ist der Wertebereich des pflanzenverfügbaren Wassers (WH) und der mittleren Temperatur (Temp) in der Vegetationszeit aller Betriebsinventurpunkte in Niedersachsen aufgespannt und die Lage des zu bewertenden Bestandes im Niedersächsischen Forstamt Oerrel (Rechtswert = 360900, Hochwert = 5883000) mit seiner spezifischen Kombination von Standortmerkmalen verzeichnet. Unter heutigen Klimabedingungen herrscht in dem Bestand eine mittlere Temperatur in der Vegetationszeit, die sich am Rand des in Niedersachsen beobachteten Temperaturspektrums befindet. Folglich führt eine projizierte Temperaturerhöhung unter dem Klimaszenario A1B – trockene Variante für die Periode 2041-2050 dazu, dass die Bonitätsschätzung für diesen Bestand im Extrapolationsbereich liegt. Diese zusätzliche Unsicherheit von Prognosen im Extrapolationsbereich muss bei der Bewertung der 3D-Ökogramme berücksichtigt werden.

Mit Hilfe des baumartspezifischen LMS-Modells (Funktion [3] bis [5]) werden bedingte 20%-Quantile der Mittelhöhenbonität geschätzt, indem die beiden klimasensitiven Parameter WH von -350 bis 300 mm und Temp von 10 bis 18°C kontinuierlich variiert werden. Die übrigen Parameter Bodennährstoffe, Stickstoffdeposition auf dem Niveau des Jahres 2004 und geographische Lage werden konstant gehalten. Für jede Parameterkombination

wird das prognostizierte 20%-Quantil der Mittelhöhenbonität artspezifisch in drei Anbauwürdigkeitsklassen eingeteilt (Abb. 3).

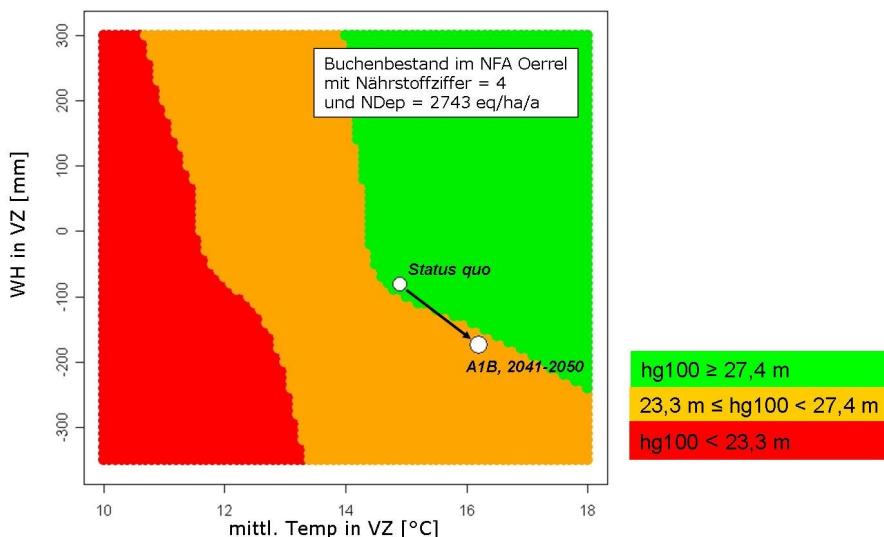
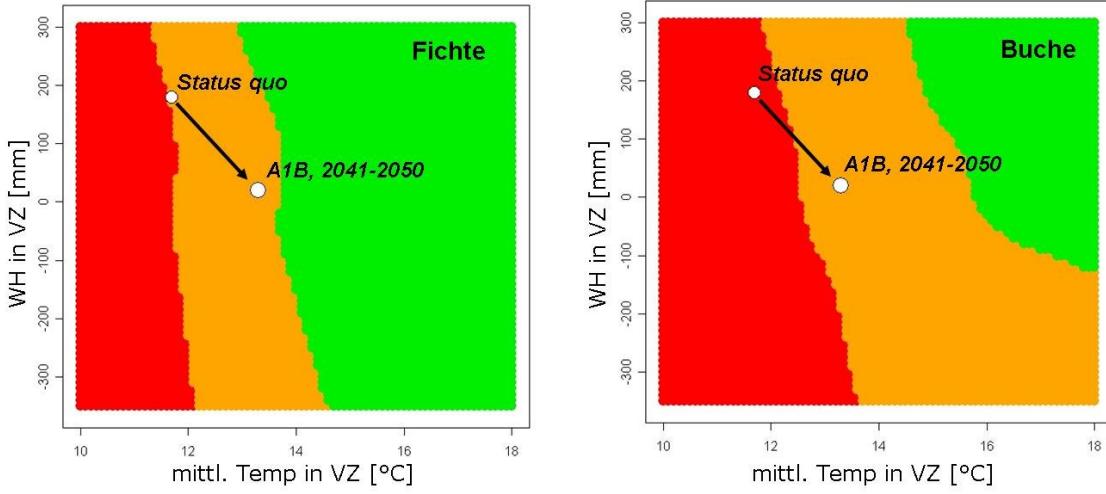


Abb.3: Lagespezifisches dreidimensionales Ökogramm mit drei wuchsleistungsbezogenen Anbauwürdigkeitsklassen (grün: optimale Wuchsleistung, orange: anbauwürdige Wuchsleistung, rot: kritische Wuchsleistung).

Das für einen Beispielbestand berechnete lagespezifische Ökogramm in Abbildung 3 visualisiert neben den beiden Diagrammachsen pflanzenverfügbare Wasser und Temperatur die zeitliche Entwicklung als dritte Dimension. Gegenwärtig wächst der Buchenbestand laut definierter Anbauwürdigkeitsklassen unter optimalen Bedingungen. Zukünftig wird unter dem Szenario A1B – trockene Variante ein Absinken der Höhenbonität zu erwarten sein, da sich das Wasserdefizit weiter verschärft. Auf dem betrachteten Standort weist das 3D-Ökogramm aber auch für den Zeitraum bis 2050 anbauwürdige Bedingungen für die Buche aus. Ein großer Vorteil dieser Darstellung ist die direkte Beurteilbarkeit von Unsicherheit bei der Entscheidungsunterstützung. Sowohl unter Status quo- als auch unter zukünftigen Bedingungen liefert die bestandesspezifische Kombination von Standortseigenschaften ein 20%-Quantil der Mittelhöhenbonität, das in der Nähe eines Übergangs zweier Anbauwürdigkeitsklassen liegt. Schon geringe Veränderungen der klimatischen Bedingungen oder auch der (subjektiv gewählten) Klassengrenzen können einen Klassenwechsel bewirken, was aufgrund der Unsicherheit der projizierten zukünftigen Klimabedingungen zu beachten ist. Auch Modellgenauigkeiten können in einem solchen Fall einen Klassenwechsel bewirken, z.B. der oben angesprochene Fall der Prognose im Extrapolationsbereich.

Ein weiteres Beispiel verdeutlicht die Verwendung von 3D-Ökogrammen als Instrument der Entscheidungshilfe bei der Baumartenwahl. Abbildung 4 zeigt für Fichte und Buche die 3D-Ökogramme für einen Standort im Niedersächsischen Forstamt Clausthal im Harz (HNN = 621 m, podsolige Braunerde der Nährstoffziffer 3, Stickstoffdeposition = 3404 eq/ha/a).

Das Klimaszenario A1B – trockene Variante projiziert für den Standort im Harz eine Erhöhung der mittleren Temperatur in der Vegetationszeit von 1,6°C bei gleichzeitigem Rückgang des pflanzenverfügbaren Wassers um 159 mm für die Periode 2041 bis 2050 (Abb. 4). Während die Buche unter den gegenwärtigen Standortsbedingungen eine in Bezug auf die Anbauwürdigkeit kritische Wuchsleistung zeigt und auch die Fichte sich nur am Übergang von kritisch zu anbauwürdig befindet, profitieren beide Baumarten zukünftig von der projizierten Klimaveränderung. Sowohl die Fichte als auch die Buche können unter dem angenommenen Klimaszenario als anbauwürdig eingestuft werden. Abbildung 5 illustriert die einzelnen Modelleffekte, die in ihrem Zusammenspiel zu einer verbesserten Bonität führen.



Fichte

hg100  $\geq$  29,3 m25,0 m  $\leq$  hg100 < 29,3 m

hg100 &lt; 25,0 m

Optimale Wuchsleistung

Anbauwürdige Wuchsleistung

Kritische Wuchsleistung

Buche

hg100  $\geq$  27,4 m23,3 m  $\leq$  hg100 < 27,4 m

hg100 &lt; 23,3 m

Abb. 4: 3D-Ökogramm für Fichte (links) und Buche (rechts) für einen spezifischen Standort im Niedersächsischen Forstamt Clausthal, Harz.

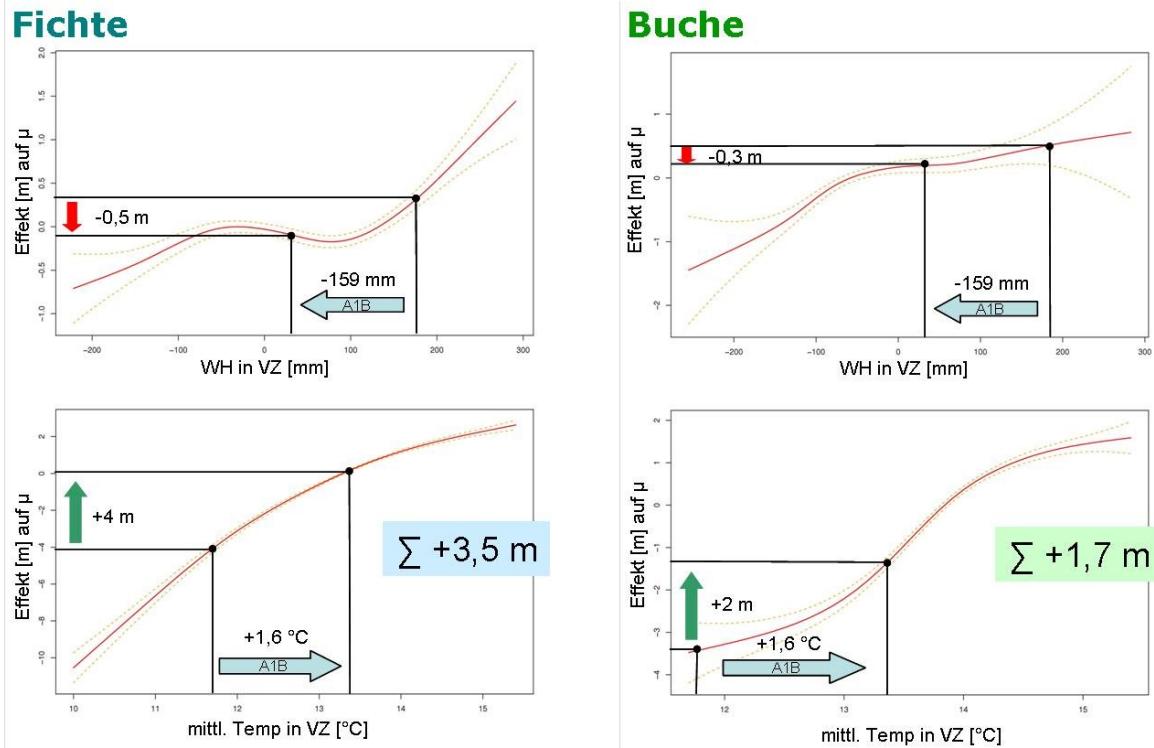


Abb. 5: Partielle Effekte der Prädiktoren pflanzenverfügbares Wasser (WH) und mittlere Temperatur in der Vegetationszeit auf den Mittelwert  $\mu$  der Verteilung der Mittelhöhenbonität für den spezifischen Standort im NFA Clausthal, Harz.

Wie oben bereits ausgeführt, wirken sich Veränderungen der klimasensitiven Größen WH und Temp im formulierten LMS-Quantilsregressionsmodell (Funktion [3] bis [5]) nur auf den Mittelwert  $\mu$  der Verteilung der Mittelhöhenbonität aus. Die in den 3D-Ökogrammen der Abbildung 4 dargestellten Bonitätsveränderungen können somit im Modell mit den partiellen Effekten der beiden Prädiktoren WH und Temp auf  $\mu$  erklärt werden (Abb. 5).

Die erwartete Temperaturerhöhung bewirkt direkt einen Anstieg der Mittelhöhenbonität um 4 m bei der Fichte und 2 m bei der Buche. Das Absinken des pflanzenverfügbaren Wassers wirkt sich leicht negativ für beide Baumarten aus. Beide Effekte addieren sich jedoch insgesamt zu einem deutlich verbesserten Leistungspotenzial der Fichte (+3,5 m) und der Buche (+1,7 m). Die indirekte positive Wirkung einer verlängerten Vegetationszeit durch die Temperaturerhöhung wirkt sich aufgrund der rechentechnischen Einschränkung bei der Bilanzierung (vgl. oben) im derzeitigen Modell noch nicht auf die prognostizierte Bonität aus.

#### 4 Diskussion und Ausblick

Die Betrachtung des Wuchspotenzials greift nur einen, wenn auch wichtigen Aspekt im Entscheidungsprozess der Baumartenwahl heraus. Vor dem Hintergrund sich verändernder klimatischer Bedingungen wird es in Zukunft zu graduellen Bonitätsverschiebungen kommen. Erste Modellergebnisse für Niedersachsen deuten ein regionales Absinken der Bonitäten an, lassen aber auch gebietsweise einen Anstieg des Wuchspotenzials erwarten (ALBERT und SCHMIDT, 2009). Andere Stress- und Risikofaktoren wie Windwurf, Trockenheit und biotische Schäden werden aufgrund sich verändernder klimatischer Bedingungen Waldökosysteme noch wesentlich stärker beeinflussen. Diese Faktoren können katastrophale Auswirkungen auf Waldbestände haben. Daher ist für eine verantwortungsvolle Entscheidungsunterstützung bei der Baumartenwahl unter Klimawandel die Risikoabschätzung neben der Beurteilung des Wuchspotenzials unabdingbar. Im Entscheidungsunterstützungssystem *Wald und Klimawandel* des BMBF-Verbundprojektes wird daher auf einer breiten Datengrundlage eine ökonomische Bewertung und eine waldbauliche Planung unter Verwendung der mit Hilfe des LMS-Quantilsregressionsmodells erstellten 3D-Ökogramme abgeleitet (JANSEN ET AL., 2008).

Die große Unsicherheit der Klimaprojektionen belastet die Entscheidung der Baumartenwahl aufgrund der langfristigen Bindung. v.LÜPKE (2009) zieht daher für die Baumartenwahl die Schlussfolgerung, dass insbesondere das Resilienzpotenzial der Wälder gestärkt werden muss. Das Risiko von Fehlentscheidungen kann laut v.LÜPKE durch eine geförderte Einwanderung von Baumarten, die Senkung der Produktionszeit, u.a. durch Anbau raschwüchsiger Baumarten, die Vermeidung des Anbaus von Baumarten an den Grenzen ihrer fundamentalen Nischen und eine geeignete kleinfächige, altersgestufte Baumartenmischung gemindert werden. Auch die Empfehlungen von SPELLMANN ET AL. (2007) zum Fichtenanbau und von SUTMÖLLER ET AL. (2008) zum Umgang mit Buchenwäldern unter Klimawandel setzen auf risikobewussten Waldbau.

Trotz oder auch gerade wegen der herrschenden Unsicherheiten besteht ein Bedarf an Instrumenten zur waldbaulichen Entscheidungsunterstützung. KÖLLING (2007) propagiert die Klimahülle zur Beurteilung der Auswirkungen des Klimawandels auf Baumarten. Die Klimahülle ist eine zweidimensionale Häufigkeitsverteilung von Jahresdurchschnittstemperatur und Jahresniederschlag. Dabei dient die Karte der natürlichen Vegetation Mitteleuropas als Bezugsareal der Baumarten. Während die Klimahülle allein das Vorkommen einer Baumart berücksichtigt, nimmt das 3D-Ökogramm bereits eine Bewertung des Baumartenvorkommens bezüglich des Leistungspotenzials vor. Des Weiteren ist die Aussagefähigkeit der Klimahüllen in der derzeitigen Form beschränkt, da neben den beiden Faktoren Jahresdurchschnittstemperatur und Jahresniederschlag keine weiteren Standortsparameter berücksichtigt werden (vgl. BOLTE ET AL., 2008). Das vorgestellte Quantilsregressionsmodell und damit auch das 3D-Ökogramm ist in dieser Beziehung wesentlich flexibler, da die Effekte zahlreiche Standortsfaktoren auch unter Berücksichtigung nicht-linearer Zusammenhänge in die Bonitätsschätzung eingehen und ggf. auch kompensatorisch wirken können.

Das BMBF-Verbundprojekt DSS-WuK strebt an, deutschlandweit standortspezifische Aussagen über die Leistungsfähigkeit der Hauptbaumarten Eiche, Buche, Fichte, Kiefer sowie Douglasie zu machen und mit Hilfe der 3D-Ökogramme ein Instrument zur Entscheidungsfindung bei der Baumartenwahl bereit zu stellen. Im Zuge der Parametrisierung von deutschlandweit gültigen Modellen auf der Grundlage der Bundeswaldinventurdaten werden die Datenbereiche erweitert. Die Berücksichtigung von Extremstandorten sowie neuer Wertekombinationen, z.B. warm-feucht, kann dazu beitragen, dass die Modelle einzelne Effekte noch stabiler darstellen können und die Prognosen im derzeitigen Extrapolationsbereich verlässlicher werden. Neben der Erweiterung des Wertespektrums können qualitativ hochwertigere Bodeninformationen über Nährstoffe und die nutzbare Feldkapazität zu einer Modellverbesserung beitragen. Schließlich soll anstelle der mittleren Temperatur die Temperatursumme verwendet werden, da sich durch diese Variable der Einfluss unterschiedlich langer Vegetationszeiten besser beschreiben lässt. Und schlussendlich muss die Bilanzierung auf Basis einer lagespezifischen Vegetationsdauer anstelle der großräumig einheitlichen Bezugsperiode durchgeführt werden.

#### 5 Zusammenfassung

Das Forschungsprojekt „klimasensitive Modellierung des Standort-Leistungs-Bezugs“ befasst sich neben der Vorhersage von Bonitätsverschiebungen (vgl. ALBERT und SCHMIDT, 2008, 2009) mit der Bereitstellung von waldbaulichen Entscheidungshilfen vor dem Hintergrund sich wandelnder Klimabedingungen.

Zur Identifikation der Optimum- und Grenzbereiche der Anbauwürdigkeit einer Baumart, bezogen auf ihre Wuchsleistung, werden anstelle der Mittelwertregression Quantilsregressionen verwendet (YEE, 2004). Die Verwendung von Quantilsregressionen, z.B. die Modellierung des 20%-Quantils, ermöglicht durch Vergleich mit beliebigen Grenzwerten die Schätzung von Anbauwürdigkeitsklassen bezogen auf die Wuchsleistung (optimal,

anbauwürdig, kritisch). Es wird definiert, dass optimale Standortsbedingungen herrschen, wenn mindestens 80% aller unter diesen Standortsbedingungen stockenden Bestände mindestens die II. Ertragsklasse aufweisen. Analog wird für Grenzstandorte definiert, dass die Baumart nicht anbauwürdig ist, wenn weniger als 80% der Bestände die III. Ertragsklasse erreichen. Diese Optimum- und Grenzbereiche werden mit Hilfe eines Quantilsregressionsmodells für die Baumarten Fichte und Buche artspezifisch hergeleitet. Daraus abgeleitete punktscharfe dreidimensionale Ökogramme mit den Achsen mittlere Temperatur und pflanzenverfügbares Wasser in der Vegetationszeit und der zeitlichen Entwicklung unter einem bestimmten Klimaszenario als dritte Dimension unterstützen eine wuchsleistungsbezogene Entscheidungsfindung bei der Baumartenwahl.

### Danksagung

Das Verbundprojekt „Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Decision Support System Wald und Klimawandel“ wird vom BMBF im Rahmen des Programms "Klimazwei" gefördert. Die Betriebsinventurdaten wurden vom Niedersächsischen Forstplanungsamt zur Verfügung gestellt. Herrn Sutmöller danken wir für die Berechnung der Werte der Klimavariablen und Herr Ahrends hat dankenswerterweise die Stickstoffdepositionsraten modelliert.

### Literatur

- AHRENDS, B., H. MEEENBURG, M. JANSEN UND C. DÖRING, 2008: Dynamic modelling of forest management effects on N retention and output at three catchments at the Harz Mountains, Germany. Eurosoil Congress Vienna, Austria. August 25-29.
- ALBERT, M. und SCHMIDT, M., 2008: Erste Ergebnisse zur Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges unter Klimawandel. Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA in Trippstadt vom 05.-07.05.2007. S. 32-43.
- ALBERT, M. und SCHMIDT, M., 2009: Climate-sensitive modelling of site-productivity relationships for Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and common beech (*Fagus sylvatica* L.). Forest Ecol. Manage. In press.
- ALVETEG, M., C. WALSE AND P. WARFVINGE, 1997: Reconstructing Historic Atmospheric Deposition and Nutrient Uptake from Present Day Values Using MADEP. Water, Air, and Soil Pollution 104: S. 269-283.
- BUUREN, S.VAN, 2007: Worm plot to diagnose fit in quantile regression. Statistical Modelling 7(4): pp. 363-376.
- BÖCKMANN, TH., SABOROWSKI, J., DAHM, ST., NAGEL, J. und SPELLMANN, H., 1998: Die Weiterentwicklung der Betriebsinventur in Niedersachsen. Forst u. Holz 53 (8): 219- 226.
- BOLTE, A., IBISCH, P., MENZEL, A. UND ROTHE, A., 2008: Was Klimahüllen uns verschweigen. AFZ-Der Wald: S. 2-4.
- COLE, T.J. AND GREEN, P.J., 1992: Smoothing Reference Centile Curves: the LMS Method and Penalized Likelihood. Statistics in Medicine, Vol. 11: pp. 1305-1319.
- GAUGER TH., HAENEL H.-D., RÖSEMANN C., NAGEL H.-D., BECKER R., KRAFT P., SCHLUTOW A., SCHÜTZE G., WEIGELT-KIRCHNER R. AND ANSHELM F, 2008. Nationale Umsetzung UNECE-Luftreinhaltekonvention (Wirkungen). Abschlussbericht zum UFoPLAN-Vorhaben FKZ 204 63 252. Dessau-Rosslau (in German)
- JANSEN, M; DÖRING, C; AHRENDS, B; BOLTE, A; CZAIKOWSKI, T; PANFEROV, O; ALBERT, M; SPELLMANN, H; NAGEL, J; LEMME, H; HABERMANN, M; STAUPENDAHL, K; MÖHRING, B; BÖCHER, M; STORCH, S; KROTT, M; NUSKE, R; THIELE, J.C.; NIESCHULZE, J; SABOROWSKI, J; BEESE,F., 2008: Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Entwicklung eines Entscheidungsunterstützungssystems „Wald und Klimawandel“ (DSS-WuK). Forstarchiv, 79. Jg., 131-142.
- KÖLLING, C., 2007: Klimahüllen für 27 Waldbaumarten. AFZ-Der Wald 23: S. 1242-1245.
- LÜPKE, B.V., 2009: Überlegungen zu Baumartenwahl und Verjüngungsverfahren bei fortschreitender Klimaänderung in Deutschland. Forstarchiv 80: S. 67-75.
- MENZEL, A., 1997: Phänologie von Waldbäumen unter sich ändernden Klimabedingungen – Auswertung der Beobachtungen in den Internationalen Phänologischen Gärten und Möglichkeiten der Modellierung von Phänodata. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 164: 147 S.
- MONSERUD, R.A., HUANG, S. AND YANG, Y., 2006: Predicting lodgepole pine site index from climatic parameters in Alberta. For. Chron. 82(4): pp.562-571.
- MONTEITH, J.L., 1965: Evaporation and environment. Symp. Soc. Exp. Biol. 19: S. 205-224.
- NIEDERSÄCHSISCHES LANDESAMT FÜR BODENFORSCHUNG (Hsg.), 2004: Arbeitshefte Boden 2004/3. 61 S.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- SCHMIDT, M., 2008: Ein longitudinales Durchmesser-Höhenmodell für Fichte in Nordwestdeutschland. Jahrestagung des DVFFA, Sektion Ertragskunde, in Trippstadt vom 05. bis 07. Mai 2008.
- SCHULLA, J., 1997: Hydrologische Modellierung von Flussgebieten zur Abschätzung der Folgen von Klimaänderung. Diss. 12018, ETH Zürich: 163 S.
- SCHULLA, J. AND JASPER, K., 2007: Model Description WaSIM-ETH. Technical report: 181 S.
- SPEKAT, A., ENKE, W., KREIENKAMP, F., 2006: Neuentwicklung von regional hoch aufgelösten Wetterlagen für Deutschland und Bereitstellung regionaler Klimaszenarien mit dem Regionalisierungsmodell WETTREG 2005 auf der Basis von globalen Klimasimulationen mit ECHAM5/MPI – OM T63L31 2010 bis 2100 für DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

- die SRES – Szenarien B1, A1B und A2. Projektbericht im Rahmen des F+E-Vorhabens 204 41 138 „Klimaauswirkungen und Anpassung in Deutschland – Phase 1: Erstellung regionaler Klimaszenarien für Deutschland“. 94 S.
- SPELLMANN, H., SUTMÖLLER, J. UND MEESENBURG, H., 2007: Risikovorsorge im Zeichen des Klimawandels. AFZ-Der Wald 23: S. 1246-1249.
- STASINPOULOS, M. and RIGBY, B. with contributions from C. AKANTZILIOU, 2007: gamlss: Generalized Additive Models for Location Scale and Shape. R package version 1.6-0. <http://www.londonmet.ac.uk/gamlss/>
- SUTMÖLLER, J., SPELLMANN, H., FIEBIGER, C. UND ALBERT, M., 2008: Der Klimawandel und seine Auswirkungen auf die Buchenwälder. In: Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt (Hsg.): Ergebnisse angewandter Forschung zur Buche. Beiträge aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 3. Universitätsverlag Göttingen: S. 135-158.
- UMWELTBUNDESAMT, 2007: Neue Ergebnisse zu regionalen Klimaänderungen. Das statistische Regionalisierungsmodell WETTREG. <http://www.umweltbundesamt.de/uba-info-presse/hintergrund/Regionale-Klimaaenderungen.pdf> : 27 S.
- WILPERT, K.v., 1990: Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde : ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wassersrteßdisposition. Freiburger bodenkundl. Abhandlungen, Nr.24: 184 S.
- WOOD, S.N., 2006: Generalized additive models: an introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton: 391p.
- YEE, T.W., 2004: Quantile regression via vector generalized additive models. Statist. Med. 23: pp. 2295-2315.

## Empirical model for transpiration of beech in tree growth simulator

Marek Fabrika and Katarína Střelcová

*Technical University in Zvolen, Faculty of Forestry, T.G.Masaryka 24, SK-96053, Zvolen, Slovakia*

### **Introduction**

Transpiration equals approximately half of the total annual precipitation under temperate conditions in Europe (DENMEAD & SHAW, 1962). The portion of transpiration on the whole water-balance (budget) within the watershed or the forest stand is primarily dependent on: (1) site climate conditions, that means: amount and distribution of precipitation, soil moisture content and evaporative demands of atmosphere, (2) vegetation cover and its properties – because the evaporation by vegetation (transpiration) is determined not only by the physical laws but also by the anatomical, morphological and physiological properties of plants (STŘELOVÁ ET AL. 2004). The amount of water evaporated from the forest stands is first of all controlled by the species, age, structure composition and health stage of stands and the relations between the stands and the environment. The energetic equivalent of amount of transpired water represents an important contribution to the energy balance of the Earth's surface. Stomata control of transpiration plays an important role in processes of matter and energy exchange between vegetation and the atmosphere. Soil drought may be a factor significantly affecting the transpiration rate and consequently the partitioning of energy in the energy budget of evaporating surfaces (LAGERGREN & LINDROTH 2002). Since this partitioning of energy determines the properties of the planetary boundary layer (WILSON & BALDOCCHI 2000), transpiration, reduced by water stress may have a significant influence on the climate (SHUKLA & MINTZ 1982). For these reasons, research on transpiration has become important, especially in the last decades when the frequency of extreme weather phenomena has risen (KARL ET AL. 1995, ČERMÁK ET AL. 2004, STŘELOVÁ ET AL. 2009).

Obtaining the exact data about transpiration and evapotranspiration of forest stands is demanding on methodology, experimental and modelling techniques. In addition, the selection of an appropriate method is crucial owing to a great number of internal and external factors controlling the transpiration. Several methods, research approaches and scales have been developed for forest tree and stand transpiration assessment (ČERMÁK ET AL. 2004, KAUFMANN & KELLIHER 1991). The scale at which the forest is studied answers different questions in the context of energy and matter. Studies at tree level (e.g. LAGERGREN & LIDROTH 2002, STŘELOVÁ ET AL. 2004, ČERMÁK ET AL. 2007) provide an average response of the mostly non-linear physiological processes, and are therefore, more useful for empirical modelling. Such studies can be used for scaling-up fluxes for a certain plot or forest stand. Scaling up from a series of individual trees to stand should be done with respect to existing natural variation between trees under given environmental conditions. Application of biometric parameters available at the individual tree and stand levels is suitable for this purpose (ČERMÁK ET AL. 2004). Growth models represent another alternative of modelling for the future, more applicable for scaling-up to forest levels.

Table 1. Measured variables of sample trees

Representative tree	Tree number	Social position	measured year by THB method	Height [ m ]	D.B.H. [ cm ]	Horizontal crown projection [ m <sup>2</sup> ]
Beech 1	137	shaded	1995	28.0	21.3	18
Beech 2	102	intermediate	1995	32.0	33.1	30
Beech 3	142	co-dominant	1995	37.0	43.9	75
Beech 4	301	shaded	1996, 1997	32.0	25.5	19
Beech 5	306	co-dominant	1996, 1997	37.0	44.1	78
Beech 6	228	dominant	1996, 1997	37.5	49.8	69

### **Material**

Experimental research was done in a mature mixed fir-spruce-beech stand (*Abieto-Fagetum*) in the research study area Poľana–Hukavský grúň located in the south-eastern part of Poľana Mts. region in the Biosphere Reserve UNECSO ( $\varphi = 48^\circ 39' N$ ,  $\lambda = 19^\circ 29' E$ , H = 850 m altitude) in the Central Slovakia. The investigated stand is located on slope (5 –10°) oriented to the north-east, in climatically cold area with mean (1951–1980) annual temperature 5.8 °C and with annual precipitation 853 mm. Soil type is cambisol with 80 cm mean depth. The stand

is about 100-year-old with 70% of European beech (*Fagus sylvatica* L.), 20% of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.), 3.5% of Silver fir (*Abies alba* Mill.) and with single trees of European ash (*Fraxinus excelsior* L.) and Sycamore maple (*Acer pseudoplatanus* L.). The stand is vertically differentiated, completely closed from the end of May to the end of September, the projected leaf area index (LAI) was 5.89 in June. The measured variables of 6 representative trees are given in Tab.1 and they are situated if frame of the research plot as is shown in the Fig.1.

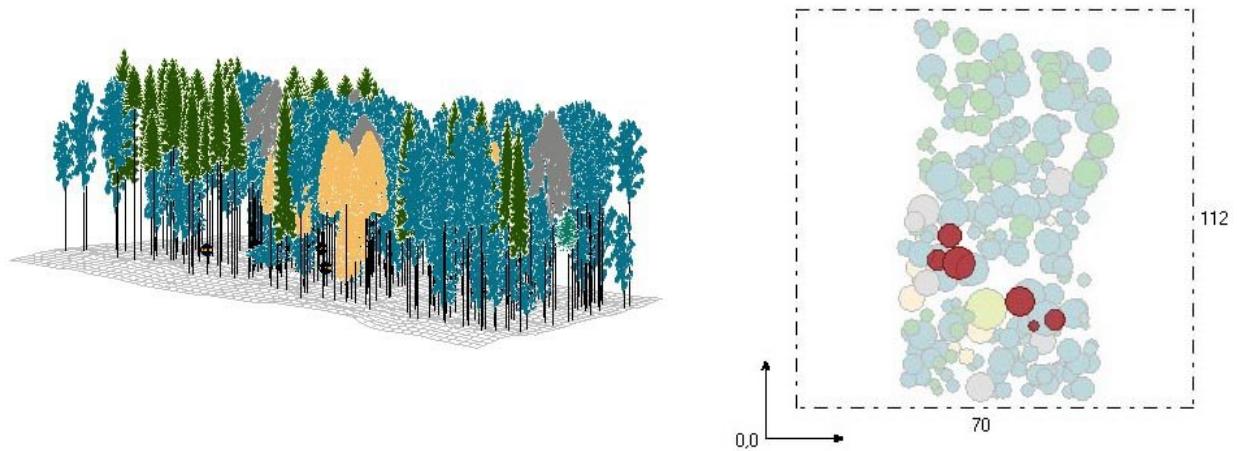


Figure 1. Sample plot with individual tree data and sample tree (red ones) with transpiration measurements

### *The measurements*

*The sap flow rate.* The sap flow rate in the model beech trees was estimated by direct non-destructive and continuous measurements: sensing of temperature with simultaneous internal heating of xylem tissues according to the tree-trunk heat balance method (THB). This method represents a direct integrative volumetric measurement of sap flow rate on whole-tree level (ČERMÁK ET AL. 1976, 1982, KUČERA ET AL. 1977, CIENCIALA 1994) with a P4.1 sap flow meter (Environmental Measuring Systems, Brno, Czech Republic) presented in the Fig.2. This is a method that has previously been proven to give reliable transpiration estimates in the studied forests (CIENCIALA ET AL. 1999, STŘELCOVÁ ET AL. 2004) and the method was evaluated in LUNDBLAD ET AL. (2001). The data were obtained from the measurements performed on the 6 three beech sample trees during the growing season 1995, 1996 and 1997 every day (from 1<sup>st</sup> of May to 30<sup>th</sup> of October).

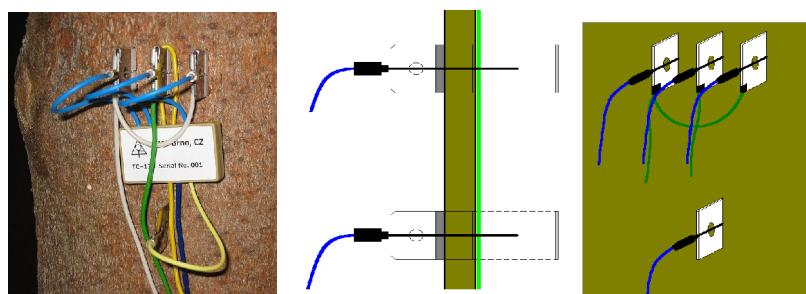


Figure 2. Measurements of sap flow by tree-trunk heat balance method

*The microclimate.* Air temperature (TV), relative air humidity (RV), global radiation (GR), precipitation (P) and wind speed (V) above the investigated stand (34-37 m above the ground) were measured after each 10 minutes on a meteorological tower using DELTA-T equipments (instrument made by DELTA in Great Britain), see the Fig.3. Soil temperature (TP) was measured 0.1 m under the surface. Soil water potential (VP) was measured once a week with tensiometers situated 0.5 and 1m away from the sample trees, 15, 30, 50 and 70 cm under the soil surface.

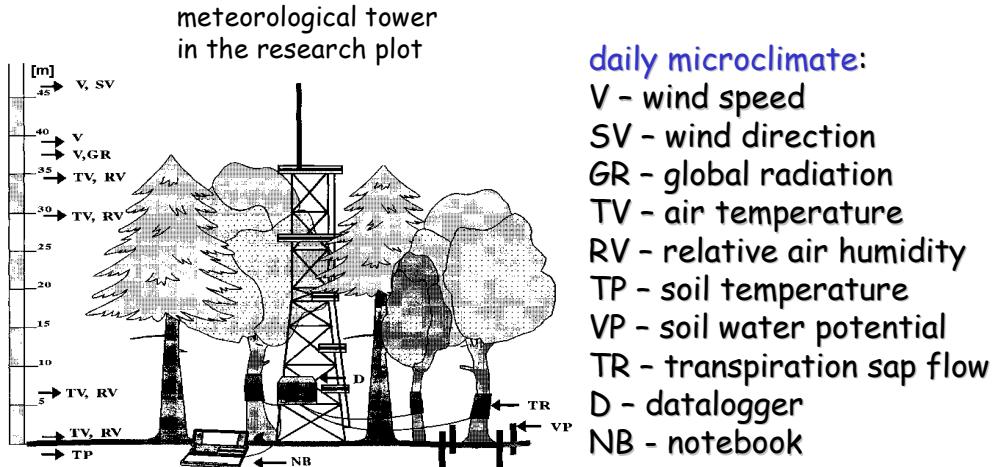


Figure 3. Meteorological tower in the research plot

## Methods

The regression model between surface of tree crown (alternatively breast-height diameter), mean daily temperature and daily amount of transpired water has been derived from data measurements of sap flow. The function by MITSCHERLICH (1948) has been applied. Daily amount of transpired water depends to mean daily temperature. First coefficient is constant. Second coefficient is calculated by polynomial function depending to surface of tree crown (alternatively breast-height diameter):

$$tr_{H_2O} = a_0 \cdot \left( 1 - e^{\left( a_1 + a_2 \cdot CS + a_3 \cdot CS^2 \right) \cdot t} \right) \quad (1)$$

$$tr_{H_2O} = a_0 \cdot \left( 1 - e^{\left( a_1 + a_2 \cdot d_{1,3} + a_3 \cdot d_{1,3}^2 \right) \cdot t} \right) \quad (2)$$

where  $tr_{H_2O}$  is daily amount of transpired water in liters per day,  $CS$  is tree crown surface in  $m^2$ ,  $d_{1,3}$  is breast-height diameter in cm,  $t$  is mean daily temperature in  $^{\circ}C$  and  $a_0$ ,  $a_1$ ,  $a_2$ ,  $a_3$  are coefficients of regression (Tab.2). Crown surface is calculated by equations of PRETZSCH (2001) and depends to tree diameter and tree height.

Tab.2 Regression coefficients for tree transpiration model

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	R
model (1)	-35.895	-0.03306	0.000774	-0.0000011	0.708
model (2)	-37.907	0.014461	0.000593	0.0000224	0.723

Mean error  $m_x$  of the model (1) is 59.66 liters of water per tree and mean error of the model (2) is 58.69 liters of the water per tree. Mean error for  $n$  trees is:

$$m_{\bar{x}} = \frac{m_x}{\sqrt{n}} \quad (3)$$

Total real amount of transpired water for all trees during measuring season was 80223 liters of water. Total amount of transpired water modeled by model (1) is 79270 liters and by model (2) is 84792 liters. Real mean daily transpiration of trees is 77 liters of water per day. Mean daily tree transpiration modeled by model (1) is 76 liters per day and transpiration modeled by model (2) is 81 liters per day. Both of them are suitable for usage. First is appropriate for implementation in SIBYLA growth simulator, because of known tree crowns surfaces directly calculated by the model. Second model is appropriate rather for practical usage in forest inventory, because of known tree diameters only.

Annual amount of transpired water is calculated by equation:

$$TR_{H_2O} = tr_{H_2O}(CS, MT_{VP>10}).DAYS_{VP>10}.k_{VP>7.5} \cdot (1 - I_R \cdot k_{TR}) \quad (4)$$

where  $TR_{H_2O}$  is annual amount of transpired water by tree in liters,  $MT_{VP>10}$  is mean daily temperature during „short“ vegetation period (mean daily temperature is higher than  $10^{\circ}C$ ),  $DAYS_{VP>10}$  is number of days during „short“

vegetation period,  $k_{VP>7,5}$  is corrector of „long“ vegetation period (mean daily temperature is higher than 7,5°C),  $I_R$  is index of rainy days and  $k_{TR}$  is corrector of days with negligible tree transpiration.

Limit of temperature for „long“ vegetation period (7,5°C) was assigned by empirical data. It is temperature limit when trees begin to transpire. (Fig.4).

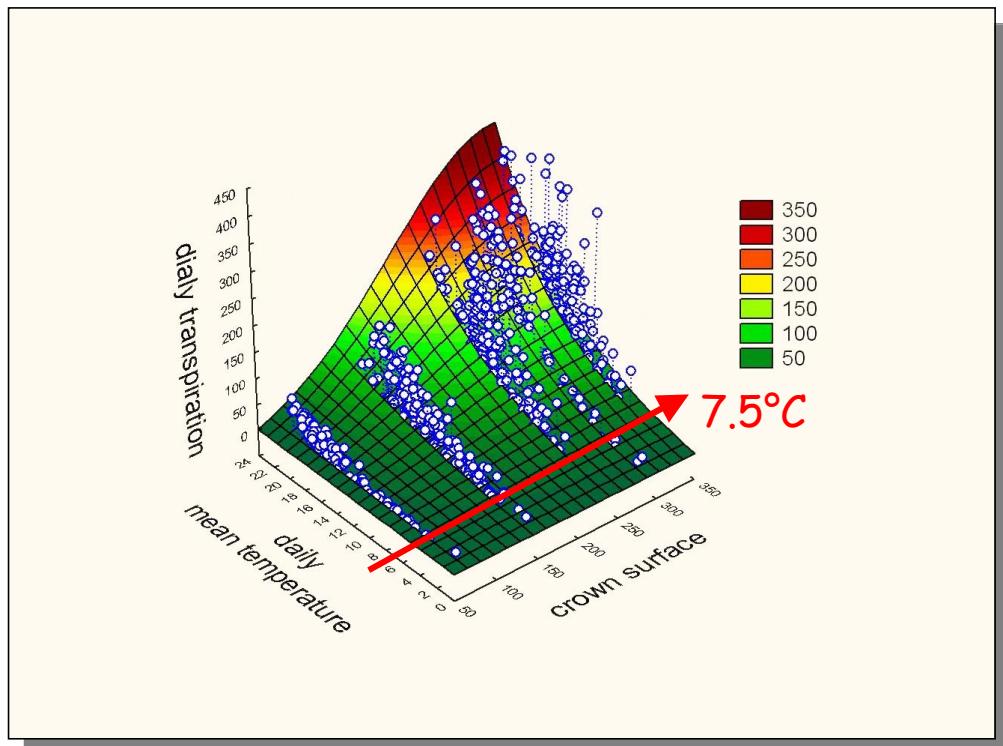


Figure 4. The model of daily tree transpiration and limit of temperature for beginning of transpiration

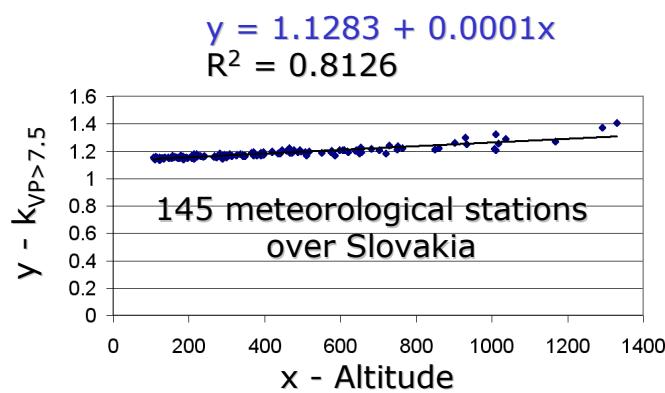


Figure 5. The model of corrector for „long“ vegetation period

A corrector of „long“ vegetation period ( $k_{VP>7,5}$ ) depends to altitude. The corrector was derived from linear regression presented in Fig.5. We used data from Slovak Hydrometeorological Institute. Empirical data have been composed from mean number of days in years 1951-1980 with mean daily temperature 5°C and 10°C for 145 meteorological stations over Slovak area. Number of days with mean daily temperature 7.5°C was interpolated from empirical data. Then index between number of days with 7.5°C and 10°C has been calculated. Regression analysis between the index and altitude of meteorological station has been provided.

Index of rainy days ( $I_R$ ) represents relative number of days during vegetation period with daily precipitations higher than 1 mm. The limit 1 mm of precipitations per day is statistical significant line in tree transpiration (Fig. 6).

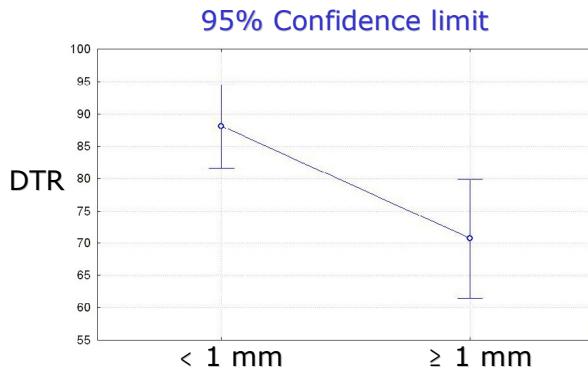


Figure 6. The limit of daily precipitations for calculation of rainy days index

A corrector of days with negligible tree transpiration ( $k_{TR}$ ) explains relative number of days from all rainy days in year when daily global radiation is less than  $2.5 \text{ kWh.m}^{-2}$ . The process of transpiration is stopped under this level of radiation. This knowledge has been derived from investigation of empirical data. Number of days without transpiration has been derived from number of rainy days because of unknown data about global radiation in current forestry practice. It is easier to estimate number of rainy days (precipitations higher than 1 mm) in current forestry practice. This parameter is better applicable for model purposes. Relative number of days with negligible radiation and consequentially with negligible transpiration is equal to 0.4 from investigation of empirical data. We have to derive index of rainy days from practical implementation in the model. The index has been derived from empirical observations of 145 meteorological stations over Slovakia. The index is calculated as ratio between number of rainy days during vegetation period (from 1<sup>th</sup> of April to 30<sup>th</sup> of September) and length of vegetation period (183 days):

$$I_R = \frac{rDAYS_{1.4-30.9}}{DAYS_{1.4-30.9}} = \frac{rDAYS_{1.4-30.9}}{183} \quad (5)$$

We estimated index of rainy days for each meteorological station. Moreover regression model between index of rainy days and altitude has been achieved. Subsequently raster image of rainy days index has been produced by digital terrain model of Slovakia and by regression model in ArcGIS environment. We calculated differences between real rainy days index and index derived from regression for all meteorological stations. Differences have been spatially interpolated for all pixels of raster image. We applied IDW method (inverted distance weighted) with 6 nearest meteorological stations to each pixel. The raster image of differences has been produced. We added both of the raster images (image of rainy days and image of differences) by map algebra. Final corrected raster image of rainy days has been produced. The raster image responds to real rainy days indices in pixel of meteorological stations and at the same time take to account relation to altitude and apply spatial variance. The full procedure is presented in the Fig.7.

Moreover the Table of climate altitude has been established in order to satisfy practical usage. Minimal and maximal altitude has been derived for 74 forest eco-regions in Slovakia. Regression model has been applied between altitude and rainy days index for each eco-region. Regression model has been performed in GIS environment over digital terrain model and corrected image of rainy days index. Operations have been ensured by zonal approach (individually for eco-regions). 74 regression equations have been produced. We calculated lower and upper rainy day index by minimal altitude, maximal altitude and regression equation of eco-region. We summarized them in Table of climate amplitude. Finally derivation of rainy days index depends to forest eco-region and altitude of forest stands. We find out minimal and maximal rainy days index from Table of climate amplitude by eco-region. Current rainy day index is calculated by interpolation according to stand altitude afterwards.

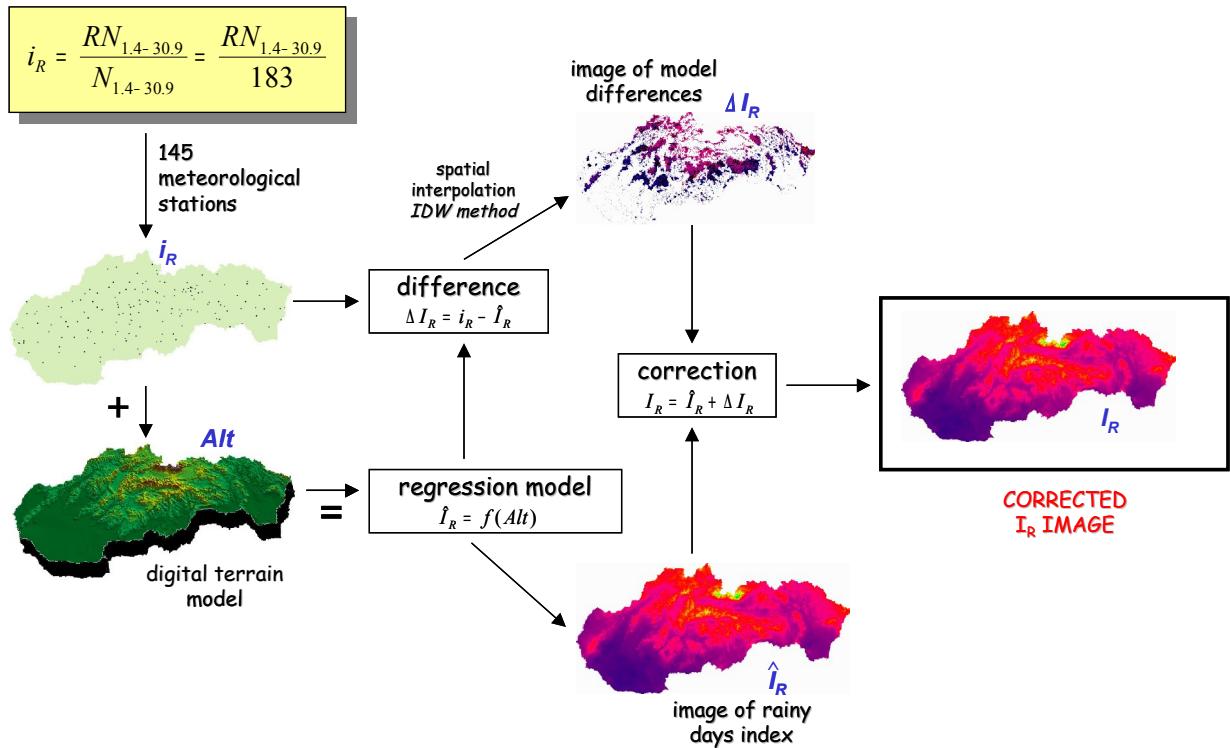


Figure 7. Derivation of rainy days index in GIS environment

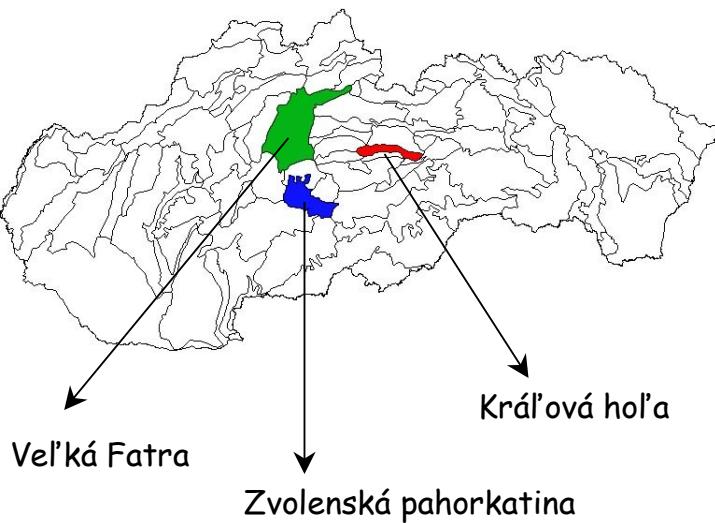


Figure 8. Location of 3 forest eco-region selected for simulated forest stands

## Results

Mentioned methodology for calculation of annual volume of transpired water by tree has been implemented into software solution of SIBYLA growth simulator (FABRIKA 2005). Software solution provides fully automated calculation of tree transpiration for simulation plots. The results are produced on tree level and stand level in each prognosis period. Usage of the model is presented on the example of 3 generated forest stands. The first stand is situated in forest eco-region Zvolenská pahorkatina. It is pure beech stand with altitude 400 m a.s.l. Second one is situated in forest eco-region Vel'ká Fatra with altitude 800 m a.s.l. It is mixed beech (65%) and fir (35%) stand. The last one is situated in forest eco-region Kráľová hoľa with altitude 1000 m a.s.l. It is mixed spruce (59%), beech (27%), and fir (14%) stand. Location of forest eco-regions is shown in the Fig.8. The stands are typical types of beech stands for Slovak conditions. We have used Slovak yield tables (HALAJ ET AL. 1987) for the generation of the stands. Mean site index (24), critical stand density (HALAJ 1985) and age 60 years have been selected as initial stand parameters. We generate typical climate parameters for the stands dependent on forest eco-region and altitude by methodology of climate regionalisation in Slovakia (FABRIKA ET AL. 2005). Moreover we provide prognosis of

development of forest stands for period 70 years. We applied 2 variants. First variant is natural development without any thinning concept. Second variant is crop trees method. Number of selected crop trees is 200 per hectare divided equally to species composition. Number of competitors is 1 per crop tree. Period of the thinning is 5 years. Result of prognosis is presented in Fig.9. They are recalculated for 100% of beech composition. We can see that transpiration is maximal for the lowest forest eco-region Zvolenská pahorkatina (400 m a.s.l.) and minimal for the highest forest-ecoregion Kráľová hoľa (1000 m a.s.l.). This is logical consequence of climate parameters typical for altitude gradient. Natural development has higher transpiration than crop trees method. Crop trees method has typical “broken line” development. They are differences between status before and after thinning in period 5 years.

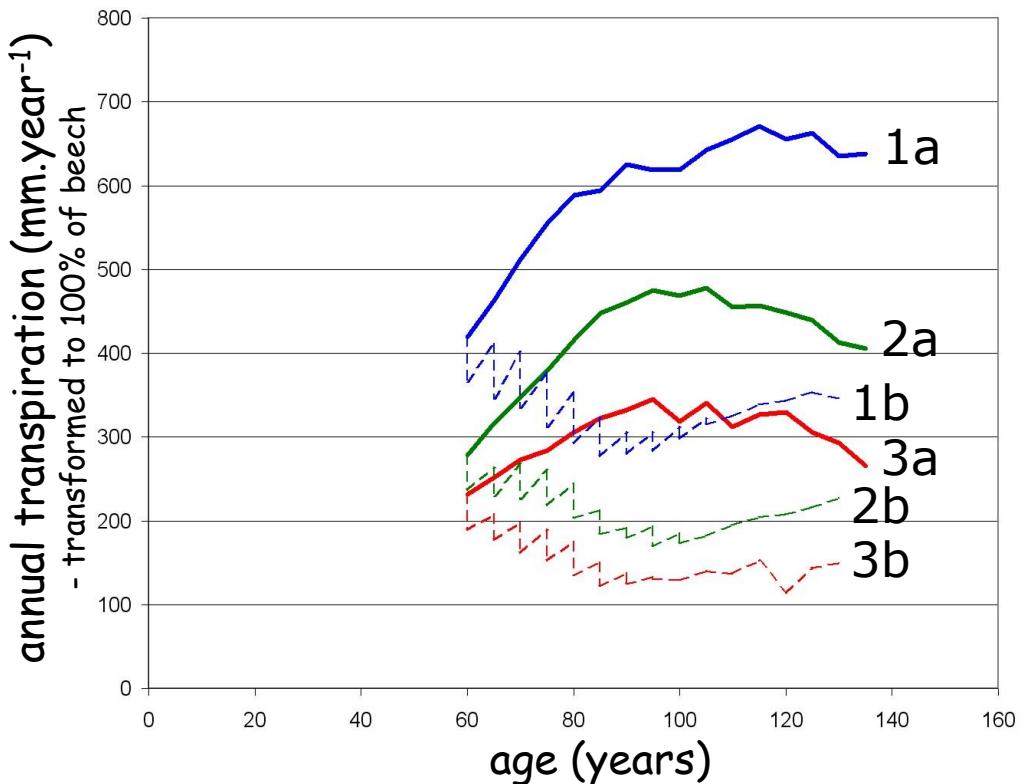


Figure 9. Development of stand transpiration for 3 modeled beech stands (1 = Zvolenská pahorkatina (400 m a.s.l.), 2 = Veľká Fatra (800 m a.s.l.), 3 = Kráľová hoľa (1000 m a.s.l.), a = natural development, b = crop trees method)

### Conclusion

The paper presents original solution of empirical model for beech tree and stand transpiration. Algorithms and software solution is the result of the research work. Data demands for application of the model on daily level are composed from crown surfaces of trees and daily mean temperature. We can calculate crown surfaces of the trees by their heights and breast-height diameters by equation of PRETZSCH (2001) in the case of unknown ones. Data demands for application of the model on annual level needs additional parameters: mean temperature in vegetation period, number of days in vegetation period, forest eco-region, and altitude. The model is valid for mature beech stands older approximately than 60 years. The model is applicable for calculation of transpiration of individual trees and prognosis of stand transpiration development considering stand structure, climatic data (including climate change), and thinning concepts. Next tasks appear for more general usage of the model. We should enlarge empirical data for beech transpiration model exactly for different age categories and different sociological positions of the trees (or competition categories). We should expand of the model also for another tree species. The task needs to extend measurements for further species (spruce, fir, pine, oak, and larch eventually). Sensitivity study of transpiration model considering wide range of inputs is next very important task for validation of the model in the future.

### Acknowledgements

The model of incidental cuttings has been developed in frame of research projects APVV-0022-07 (35%), Center of Excellence “Adaptive forest ecosystems” in Technical University Zvolen (35%), and KEGA-3/6080/08 (30%)

## References

- ČERMÁK, J., KUČERA, J., NADEZHDINA, N. (2004): Sap flow measurements with some thermodynamic methods, flow integration within trees and scaling up from sample trees to entire forest stands. *Trees* 18: 529-546.
- ČERMÁK, J., PALÁT, M., PENKA, M. (1976): Transpiration Flow Rate in a Full Grown Tree of *Prunus avium* (L.) Estimated by the Method of Heat Balance in Connection with Some Meteorological Factors. *Biologia Plantarum* 18: 111-118.
- ČERMÁK, J., ULEHLA, J., KUČERA, J., PENKA, M. (1982): Sap Flow Rate and Transpiration Determination in Full Grown Oak (*Quercus robur* L.) in Floodplain Forest Exposed to Seasonal Floods, as Related to Potencial Evapotranspiration and Tree Dimensions. *Biologia Plantarum* 24: 446-460.
- CIENCIALA, E., LINDROTH, A., ČERMÁK, J., HÄLLGREN, J.E., KUČERA, J. (1994): The Effects of Water Availability on Transpiration, Water Potential and Growth of *Picea abies* During Growing Season. *J. Hydrol.* 155: 57-71.
- CIENCIALA, E., KUČERA, J., LINDROTH, A. (1999): Long-term measurements of stand water uptake in Swedish boreal forest. *Agric. For. Meteorol.* 98/99: 547-554.
- DENMEAD, O.T., SHAW, R.H. (1962): Availability of soil water to plants as affected by soil moisture content and meteorological conditions. *Agron. J.* 54: 385-390.
- FABRIKA, M. (2005): Simulátor biodynamiky lesa SIBYLA, koncepcia, konštrukcia a programové riešenie (Simulator of forest biodynamics SIBYLA, conception, construction, and software solution), Habilitation work, Technical University of Zvolen, Zvolen, 238P.
- FABRIKA, M., ĎURSKÝ, J., PRETZSCH, H., SLOBODA, B. (2005): Regionalisation of climatic values for ecological site classification using growth simulator SIBYLA with GIS. In: "Remote Sensing and Geographical Information Systems for Environmental Studies. Application in Forestry", Edited by KLEIN, CH., NIESCHULTZE, J. and SLOBODA, B., Band 138, Universität Göttingen, J.D. Sauerländer's Verlag Frankfurt am main., 245-255.
- HALAJ, J., (1985): Kritické zakmenenie porastov podľa nových rastových tabuľiek (Critical stand density by new yield tables). *Lesnícky časopis*, 31, 4: 267-276.
- HALAJ ET AL., (1987): Rastové tabuľky hlavných drevín ČSSR (Yield tables for main tree species in Czechoslovakia). Príroda Bratislava, 361P.
- KARL, T.R., KNIGHT, R.W., PLUMMER, N. (1995): Trends in high-frequency climate variability in the twentieth century. *Nature* 377: 217-220
- KAUFMANN, M.R., KELLIHER, F.M. (1991): Estimating Tree Transpiration rates in Forest Stands. In: J.P. Lassoie, T.M. Hinckley (eds.), *Techniques and Approaches in Forest Tree Eco-physiology*. CRC Press, Boca Raton, Fl.: 117-140.
- KUČERA, J., ČERMÁK, J., PENKA, M. (1977): Improved Thermal Method of Continual Recording the Transpiration Flow Rate Dynamics. *Biologia Plantarum* 19: 413-420.
- LAGERGREN, F., LINDROTH, A. (2002) Transpiration response to soil moisture in pine and spruce trees in Sweden. *Agric. For. Meteorol.* 112: 67-85.
- LUNDBLAD, M., LAGERGREN, F., LINDROTH, A. (2001): Evaluation of heat balance and heat dissipation methods fro sapflow measurements in pine and spruce. *Ann.For.Sci.* 58: 625-638.
- MITSCHERLICH, A., (1948): Die Ertragsgesetze. Deutsche Akademie der Wissenschaften zu Berlin, Vorträge und Schriften, H. 31, Akademie-Verlag Berlin, 42 P.
- PRETZSCH, H., (2001): Modellierung des Waldwachstums. Parey Buchverlag Berlin, 341 P.
- SHUKLA, J., MINTZ, Y. (1982): Influence of land-surface evapotranspiration on the earth's climate. *Science* 215: 1498-1501.
- STŘELOCOVÁ, K., MATEJKOVÁ, F., KUČERA, J. (2004): Beech stand transpiration assessment – two methodical approaches. *Ekologia* 22, Supplement 2/2004: 147-162.
- STŘELOCOVÁ, K., MÁTYÁS, Cs., KLEIDON, A., LAPIN, M., MATEJKOVÁ, F., BLAŽENEC, M., ŠKVARENINA, J., HOLÉCY, J. (2009): *Bioclimatology and Natural Hazards*. Springer Book. 298 P.
- WILSON, J.B., BALDOCCHI, D.D. (2000): Seasonal and interannual variability of energy fluxes over a broadleaved temperate deciduous forest in North America. *Agric. For. Meteorol.* 100: 1-18.

## Summary

Nowadays, tree growth simulators are preferred in forest modelling. The models are able to predict forest development regarding wide range of input parameters (SILVA, BWIN, MOSES, PROGNAUS, SIBYLA). Climate data are usually one of them and they allow estimate impact of climate change to forest growth and production. Recently climate change is evident by planet warming and drying. Greenhouse gasses and their reduction by wood sequestration are modeled nowadays, but questions of water outgo by tree transpiration models are not well investigated till now.

The paper presents methodology of the transpiration model and its software implementation. The model is based on tree growth simulator SIBYLA developed on Technical University Zvolen. The growth simulator was already successfully applied for impact of climate change to Slovak forest development. The transpiration model is based on measurements of tree transpiration flow on permanent research plots in Slovakia with detailed measurements of

tree parameters (regarding tree co-ordinates and crown parameters) and climate parameters. The model is statistically oriented. The model estimates amount of transpired water by tree crown surface, mean daily temperature in vegetation season, number days of vegetation season, and number of rainy days during vegetation season. Climatic scenarios and SIBYLA growth prognosis produce amount of transpired water at forest stand level. The paper provides examples of model usage. Stand models in different vegetation zones and elevation levels are used for mentioned purposes. Changing management concepts are applied and impact to forest transpiration is discussed.

**Key words:** forest modeling, tree transpiration, beech, growth simulator, climate

## Risikoabschätzung durch witterungsbasierte Modelle für Eiche und Kiefer in Nordostdeutschland

Jens Schröder und Wolfgang Beck

Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde / Johann-Heinrich-von-Thünen-Institut, Bundesforschungsinstitut für ländliche Räume, Wald und Fischerei, Institut für Waldökologie und Waldinventuren Eberswalde

### 1 Hintergrund

In den aktuell von der Wald-Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) dominierten Wäldern des nordostdeutschen Tieflands, speziell im Süden und Osten Brandenburgs, haben die Anstrengungen zum ökologischen Waldumbau in den vergangenen zwanzig Jahren zu einem deutlich erhöhten Flächenanteil der Trauben-Eiche (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.) geführt (Abb. 1). Die waldbauliche Planung der Brandenburger Landesforstverwaltung sieht vor, den Waldumbau in den trockeneren Teilen des Bundeslandes auch zukünftig in Richtung gemischter Bestände voranzutreiben, in denen die Trauben-Eiche die wichtigste Laubholzart darstellt. Im Kontrast dazu stehen die seit mehr als 15 Jahren zu beobachtenden Kronenschäden und Absterbeerscheinungen der heimischen Eichenarten, die auch 2008 die am stärksten von Laubverlusten betroffene Baumartengruppe bildeten (MLUV 2008). Vor diesem Hintergrund besteht eine der dringlichsten Aufgaben für die forstliche Forschung darin zu klären, inwieweit sich die Baumarten an die zukünftigen Witterungsbedingungen mit zunehmend ungünstigeren Verläufen anpassen können. Ein wichtiges Hilfsmittel für solche Schätzungen sind detaillierte Analysen der Witterungswirkung auf die jährlichen Wachstumsraten der Baumarten in der Vergangenheit, die als Indikator des Vitalitätszustands gesehen werden (Schweingruber 1996; Dobbertin 2005; Drobyshev et al. 2007). Der folgende Beitrag stellt anhand von Zeitreihen des Radialzuwachses und der Witterung einer Versuchsflächenreihe verschiedene Möglichkeiten vor, die Witterungswirkung auf die Jahrringbreite von Trauben-Eiche und Kiefer zu untersuchen und sowohl ihre zeitliche Veränderung als auch ihr Ausmaß abzuschätzen.

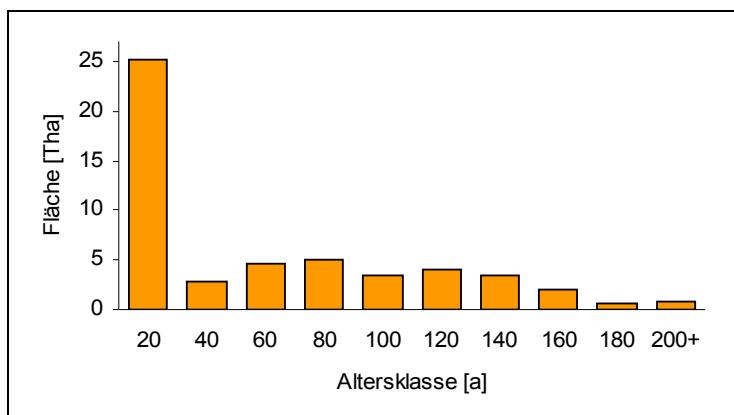


Abb. 1: Flächenanteile je Altersklasse für Trauben-Eiche (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.) am Gesamtwald im Bundesland Brandenburg nach Datenspeicher Wald 2007. Altersklasse 20 = Alter 1-20 Jahre, Altersklasse 40 = Alter 21 bis 40 usw.

### 2 Material und Methodik

#### Versuchsflächen und Datengrundlage

Im Rahmen eines BMBF-geförderten Verbundprojektes ("OakChain", Elmer et al. 2009) wurde 2006 eine Versuchsflächensequenz in gleichaltrigen Mischbeständen von Trauben-Eiche und Kiefer auf terrestrischen Standorten mittlerer Nährkraft und Wasserversorgung angelegt. Die fünf Flächen liegen etwa auf Höhe des 52. Breitengrades von Westbrandenburg (Fläche "K1") bis Ostpolen ("K5", vgl. Abb. 2). Beide Baumarten haben in allen Beständen ein mittleres Alter von über 100 Jahren und sind einzelbaum- bis truppweise gemischt. Zur Rekonstruktion des radialen Wachstums auf Brusthöhe wurden aus Bohrkernproben an je zwanzig Individuen der Kraft-Klassen 1 und 2 Jahrringchronologien hergeleitet, die die von Konkurrenz kaum beeinflusste mittlere Entwicklung der herrschenden Bäume wiedergeben. Die Bildung dieser Chronologien stützte sich auf die von Beck (2006, 2007) beschriebene Methodik. Danach werden aus den Einzelbaum-Jahrringdaten Zeitreihen der relativen BHD-Zunahme abgeleitet, um gegebenenfalls einzelne Bäume mit auffälligen Abweichungen vom durchschnittlichen Wachstumsgang identifizieren und aus der Stichprobe ausschließen zu können. Aus dem arithmetischen Mittel der relativen Durchmesser der verbliebenen Bäume je Art und Fläche wird der mittlere, relative Durchmesserverlauf errechnet, welcher über die Multiplikation mit dem mittleren absoluten Durchmesser ohne Rinde aller einbezogenen Bäume den mittleren absoluten Durchmesser-Wachstumsgang ergibt. Über Differenzenbildung wird anschließend die mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe gebildet. Diese Zeitreihe wird über

entsprechende Transformationen (sog. *Prewitthing* durch Trendeliminierung und autoregressive Modellierung) in die Zeitreihe des mittleren Jahrring-Index überführt (Beck, 2007). Diese besitzt den Mittelwert 1, ist trendlos und erfüllt die notwendigen Stationaritätsbedingungen für die Anwendung von Methoden der Zeitreihenanalyse.

Als Witterungsdaten wurden Tageswerte der Temperatur und des Niederschlags von Wetterstationen, die den Flächen K1-K3 in Deutschland nahe liegen, verwendet. Mit ihrem Verhältnis zu interpolierten Messreihen von Klimastationen in der Umgebung wurden die Werte dieser Umgebungs-Stationen für die Jahre seit 1950 korrigiert, um so eine geschlossene Zeitreihe für Niederschlag und Temperatur von 1950 bis 2007 zu erhalten. Witterungsdaten für die polnischen Flächen K4 und K5 wurden durch räumliche Interpolation aus Stationen des polnischen Wetterdienstes hergeleitet.

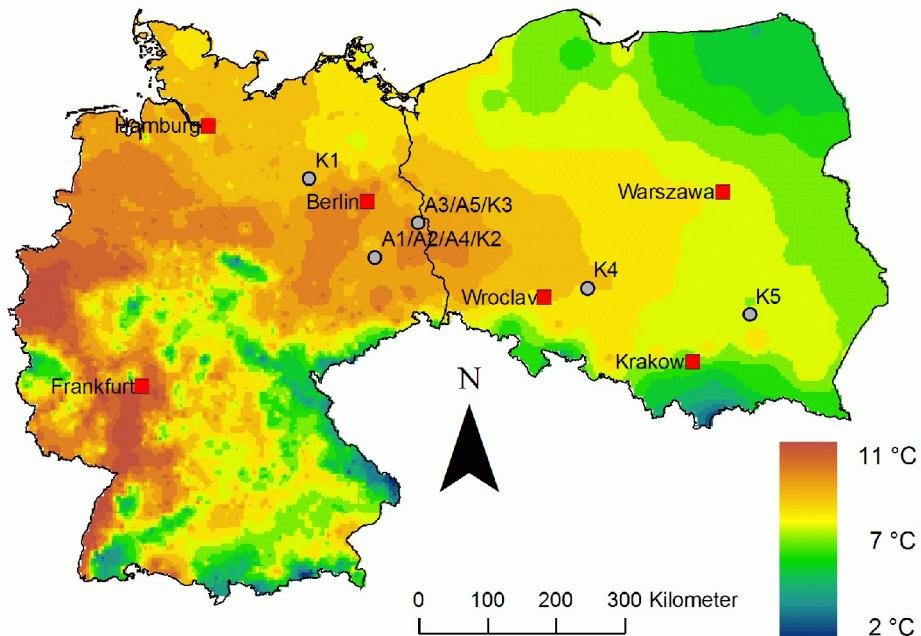


Abb. 2: Lage der Versuchsflächen "K1" bis "K5" mit Mischbeständen von Trauben-Eiche und Kiefer. Die Farben geben die Jahresmitteltemperatur wieder (Quelle: Abschlusspublikation des Verbundprojekts "OakChain", in Vorbereitung).

#### Modellierung des Zusammenhangs zwischen Witterung und Zuwachs

Gerichtete Veränderungen des Klimas werden nicht nur für die Zukunft erwartet, sondern haben in der Vergangenheit bereits stattgefunden (Wechsung et al. 2008, Abb. 3). Bei retrospektiven Analysen der Beziehung zwischen Witterung und Wachstum wird das Witterungsgeschehen in der Regel als Ursachenseite, der Zuwachs bzw. seine Schwankung, repräsentiert durch die Jahrring-Index-Zeitreihe, als Wirkungsseite betrachtet. Die am leichtesten messbaren Größen zur Quantifizierung dieses Zusammenhangs sind Temperatur und Niederschlag in unterschiedlichen Auflösungsebenen. Beide Parameter bilden einen kontinuierlichen Ereignisstrang, der bezüglich der Jahresrhythmus ein zyklisches Verhalten aufweist. Für statistische Analysen wird der Witterungsverlauf meist in Tageswerte zerlegt und bei Bedarf zu größeren Einheiten für Monate oder z.B. Vegetationszeiten zusammengefasst. Die für das weitere Vorgehen wesentliche Frage besteht darin, wie sich die für das Baumwachstum bedeutsamen Abschnitte im zeitlichen Verlauf durch entsprechende Variablenauswahl erfassen lassen. Bisher konzentrierten sich dendroklimatologische Analysen dabei hauptsächlich auf Summen bzw. Mittelwerte ganzer Monate als Eingangswerte z.B. für Regressionsanalysen (Fritts 1976; Cook & Kairukstis 1990; Neumann 2001). Expertenmeinungen, Rechenkapazitäten oder der regionale Hintergrund bestimmten meist die notwendige Auswahl betrachteter Monate und Witterungsgrößen. Die Nutzung von Monatsgrenzen führt jedoch dazu, dass die klimatischen Ansprüche der Baumarten, die durch den jeweiligen Standort und die Wuchsregion modifiziert sind, nur unzureichend getroffen und modelliert werden können. Alternativ bietet es sich an, die Variablenauswahl zu objektivieren, d.h. Witterungsvariable in allen rechnerisch möglichen Zeitabschnitten bezüglich ihrer Länge und Lage automatisiert zu bilden und die Beziehungen dieser Witterungsparameter zum Jahrringindex zu prüfen. Im Folgenden werden der monatsbezogene Ansatz und die tagesbasierte Variablenauswahl anhand je eines Beispiels vorgestellt.

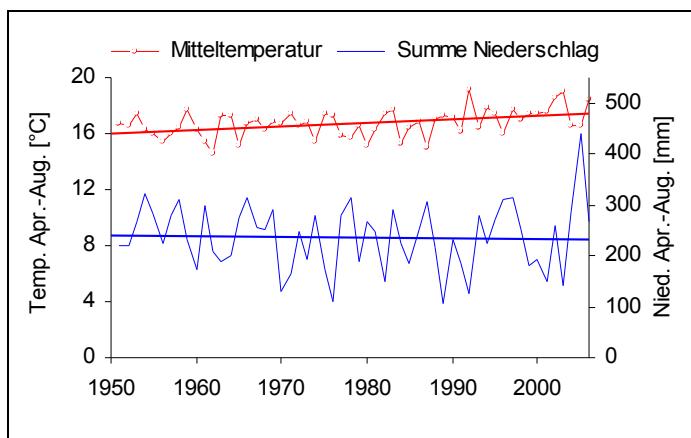


Abb. 3: Entwicklung von Mitteltemperatur und Niederschlagssumme während der Vegetationsperiode im Revier Fünfeichen, Ost-Brandenburg. Der ansteigende Trend der Mittel-Temperatur bei gleichbleibendem Trend des Niederschlags verweist auf zunehmend ungünstigere klimatische Wasserbilanzen.

## Korrelationsanalysen mit DENDROCLIM2002

Das statistische Verfahren der sogenannten "*response function*"-Analyse wird in der Jahrringforschung seit mehreren Jahrzehnten eingesetzt, um die Monate zu identifizieren, in denen Witterungsfaktoren die Zuwachsbildung beeinflussen (Fritts 1976). Biondi und Waikul (2004) haben die entsprechenden Algorithmen mit dem Ansatz des "*bootstrapping*" zur Schätzung von Fehlern und Konfidenzintervallen nach Guiot (1991) kombiniert und in das Computerprogramm "DENDROCLIM2002" integriert. Dieses erlaubt neben der Analyse eines frei wählbaren festen Intervalls zusätzlich die Betrachtung wandernder Jahresfenster fester oder veränderlicher Länge ("*moving and evolutionary intervals*"). Eingangsgrößen sind eine Jahrring-Index-Zeitreihe sowie Zeitreihen von Monatsmitteltemperatur, Monatssumme des Niederschlags und einer frei wählbaren dritten Größe. Die grafischen und tabellarischen Ausgaben umfassen die Korrelationskoeffizienten der Witterungsfaktoren in den einzelnen Monaten sowie ihre Koeffizienten in den *response functions*.

## Das Analysetool CLIMTREG

Das Programm "CLIMTREG" ist entwickelt worden, um die Zusammenhänge zwischen Witterungsgeschehen und Zuwachs ohne Beschränkung durch Monatsgrenzen untersuchen zu können (Beck 2006, 2007). Darin erfolgt die objektivierte und automatisierte Auswahl von Zeitabschnitten bezüglich Dauer und zeitlicher Lage in denen Niederschlags- und Temperaturvariablen berechnet werden. Die gebildeten Zeitspannen umfassen minimal 21 und maximal 183 Tage im Suchbereich zwischen erstem April und 31. Oktober. Innerhalb dieser Zeitabschnitte werden folgende Witterungsvariablen gebildet:

- (1) die mittlere relative Niederschlagsbilanz,
- (2) das Quadrat von (1) zur Abbildung nichtlinearer Zusammenhänge,
- (3) die mittlere relative Temperaturbilanz sowie
- (4) das Produkt von (1) und (3) ("Wechselwirkungsglied"), um Interkorrelationen zu berücksichtigen.

Als Bezug für die Bildung der mittleren relativen Bilanzen (= mittlere, kumulative, tägliche Abweichung vom Durchschnittswert in Prozent) dienen die mittleren Temperaturen und Niederschläge in der Referenzperiode 1951-2000. Die Prüfung im Suchfenster 1.4.-31.10. erfolgt in mehreren Schritten, da nach der Identifikation des Zeitraums mit dem höchsten Erklärungsbeitrag auch die verbleibenden Zeiträume auf das jeweils nächstgrößte partielle Bestimmtheitsmaß untersucht werden. Zusätzlich werden analog zur Vegetationsperiode Suchintervalle für den Zeitraum 01.12.-31.03. gebildet, um den Einfluss der Winterwitterung zu erfassen. Während des allerersten Suchlaufs wird der Jahrring-Index der jeweiligen Vorjahre als Proxy-Datum des Vitalitäts-Ausgangszustandes einbezogen. Optimalitätskriterien der regressionsanalytischen Anpassung sind das Gesamt-Bestimmtheitsmaß, die Signifikanz aller Ursachevariablen, eine hohe Gleichhäufigkeit sowie eine der Jahrring-Index-Messwertreihe entsprechende Sensitivität der Modellwerte-Zeitreihe.

In CLIMTREG lassen sich externe Dateien mit den Tageswerten von Temperatur bzw. Niederschlag genauso einsteuern wie eigene Zeitreihen zur Durchmesserentwicklung. In diesem Fall erzeugt das Programm über Differenzenbildung die mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe und nachfolgend über die implementierte "*prewhitening*"-Prozedur eine Jahrring-Index-Zeitreihe. Es können entweder die gesamte Länge der zur Verfügung stehenden Zeitreihen oder auch Ausschnitte daraus untersucht werden. Zusätzlich gibt es die Möglichkeit, ein Regressionsmodell auf andere Zeiträume zu übertragen und so die zukünftige Entwicklung des untersuchten Bestandes anhand der Jahrring-Index-Zeitreihe abzuschätzen. Diese Abschätzung unterstellt, dass das in der gefundenen Regressionsgleichung beschriebene Wirkungsgefüge auch für den Extrapolations-Zeitraum gültig sei. Dazu sind regionalisierte Szenarien der Klimaentwicklung nutzbar, die das Potsdam-Institut für

Klimafolgenforschung für die Zeit von 2001 bis 2055 erarbeitet hat (Gerstengarbe et al. 2003). Die aus CLIMTREG exportierbaren Ergebnisse umfassen eine große Zahl grafischer Darstellungen der zuwachswirksamen Witterungsvariablen, der gefundenen Zeitfenster, der Witterungsverläufe, der Ergebnisse von Sensitivitäts- und Residualanalysen für die gefundene Regressionsgleichung, der modellierten Entwicklung von Jahrringbreite, Indexkurven und Durchmesser sowie Tabellen mit den Korrelationskoeffizienten und den Schätzwerten der Regressionsgleichung<sup>1</sup>.

### 3 Ergebnisse

Die Auswertungen mit DENDROCLIM2002 lieferten über alle Flächen für Trauben-Eiche häufiger statistisch abgesicherte Zusammenhänge zwischen Jahrringbreiten-Index und Niederschlagssummen als für Kiefer (Abb. 4). Diese baumarbeitogene Differenz findet sich auch bei der Reaktion auf Temperaturschwankungen, hier sind die Beziehungen aber insgesamt schwächer ausgeprägt. Das Bestimmtheitsmaß der Zusammenhänge zwischen einzelnen Monaten und dem Jahrringbreiten-Index erreicht Werte bis 0,36. *Response functions* zeigten seltener einen statistischen Zusammenhang an als Korrelationsanalysen auf Basis der Witterungs-Monatswerte. Ein Beispiel für die Anwendung wandernder Zeitfenster stellt Abb. 5 beispielhaft für die Eiche auf der westlichsten Versuchsfläche K1 dar: Deutlich ist der unterschiedliche Einfluss der verschiedenen Monate zu erkennen, der generell zur Gegenwart hin zunimmt. Auffällig sind der starke Effekt der Juni-Niederschläge sowie die steigende Bedeutung des Septembers für den Jahrringbreiten-Index.

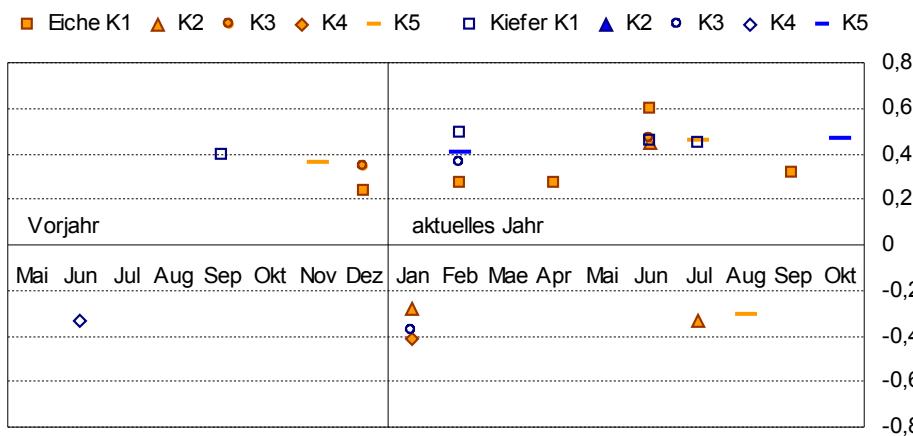


Abb. 4:  
Signifikante  
Korrelations-  
Koeffizienten  
( $p=0,05$ ) zwischen  
Mitteltemperatur  
und Niederschlag  
sowie dem Index  
der Jahrringbreite  
von Eiche und  
Kiefer auf fünf  
Mischbestands-  
Versuchsflächen  
(s. Abb. 2).

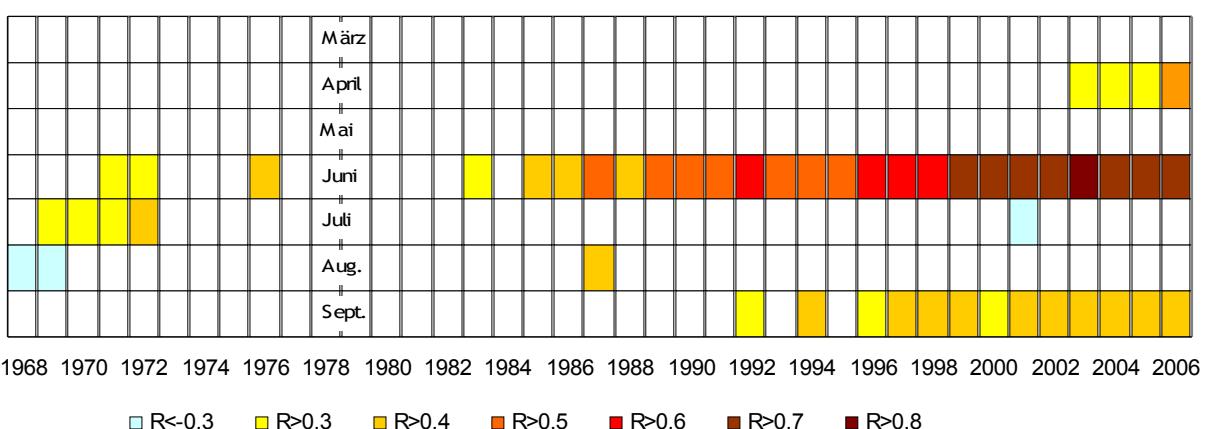


Abb. 5: Signifikante Korrelationskoeffizienten ( $p=0,05$ ) zwischen monatlichen Niederschlagssummen und Jahrring-Index in wandernden Fenstern von 18 Jahren Breite seit 1951, Trauben-Eiche, herrschender Bestand, Fläche K1. Der Wert für  $R$  ist auf der Abszisse über dem jeweils letzten Jahr des Zeitfensters dargestellt.

<sup>1</sup> Weitere Einzelheiten finden sich in Beck (2006, 2007) oder durch Kontakt aufnahme mit dem Entwickler des Analysetools ([wolfgang.beck@vti.bund.de](mailto:wolfgang.beck@vti.bund.de)), von dem man auch eine ausführbare Version des Programms erhalten kann.

Die mit CLIMTREG erzielten Ergebnisse sollen anhand einiger Beispiele für die Fläche K3 dargestellt werden, die in der von Westen nach Osten reichenden Versuchsflächen-Abfolge für mittlere Kontinentalitätsbedingungen steht. Sie befindet sich in Ostbrandenburg in der Oberförsterei Müllrose, Revier Schernsdorf, Teilfläche 156 b3. Das mittlere Alter beträgt für Eiche 128, für Kiefer 124 Jahre bei Oberhöhen von 31,5 bzw. 27,4 m. Die Jahresniederschläge in der Region betragen 1961-1990 im Mittel 533 mm bei 8,9 °C Durchschnittstemperatur. Für die Vegetationsperiode von Mai bis September ergaben sich Mittelwerte von 291 mm bzw. 16,2 °C. Nach der Auswertung mit CLIMTREG entscheidet unter diesen Bedingungen der Niederschlag über das Maß der Jahrringbreitenbildung (Formel 1). Das Analysetool identifiziert für die Eiche z.B. vier Perioden im Jahresverlauf, die signifikanten Einfluss auf den Jahrring-Index haben (Tab. 1):

Tab. 1: Zuwachswirksame Zeiträume und Einflussgrößen nach CLIMTREG; Trauben-Eiche, Schernsdorf 156 b3

Zeitraum	31.08.-24.10.	09.04.-31.07.	04.08.-30.08.	10.03.-30.03.
Einflussgrößen	$N_1, N_1^2, N_1 \cdot T_1$	$N_2^2, T_2, N_2 \cdot T_2$	$N_3^2$	$N_4, N_4^2, JRI_{(t-1)}$

$N$  = mittlere kumulative Niederschlagsbilanz,  $T$  = mittlere kumulative Temperaturbilanz,  $JRI_{(t-1)}$  = Jahrring-Index des Vorjahres

$$JRI_m = a_0 + a_1 \cdot N_1 + a_2 \cdot N_1^2 + a_3 \cdot (N_1 \cdot T_1) + a_4 \cdot JRI_{t-1} + a_5 \cdot N_2^2 + a_6 \cdot T_2 + a_7 \cdot (N_2 \cdot T_2) + a_8 \cdot N_3^2 + a_9 \cdot N_4 + a_{10} \cdot N_4^2$$

Formel 1: Modell für den Jahrring-Index  $JRI_m$ , Beispiel Trauben-Eiche ( $a_0-a_{10}$  = Koeffizienten)

Verwendet man als Kalibrierungszeitraum eine kürzere Periode (z.B. 1975-2006) als die maximal mögliche (1951-2006), so ergeben sich Regressionsgleichungen mit höherem Bestimmtheitsmaß (vgl. Abb. 6).

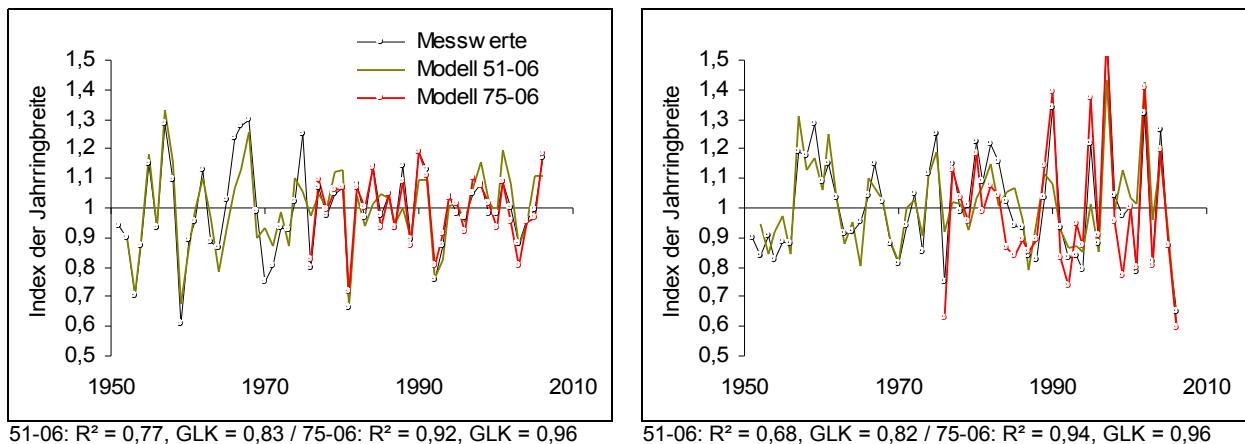


Abb. 6: Vergleich der Zeitreihen des Jahrring-Index für die gesamte Referenzperiode 1951-2006 und für die Periode 1975-2006 für Trauben-Eiche (links) und Kiefer, herrschender Bestand, Versuchsfläche Schernsdorf 156 b3. GLK = Gleichläufigkeit.

Einzelne Jahre mit auffälligen Jahrring-Indexwerten lassen sich mit Hilfe der vorliegenden Witterungsdaten genauer analysieren. Im Fall der Eiche auf K3 sind das z.B. die Jahre 1957 und 1959 mit dem höchsten bzw. dem niedrigsten Wert für den Index der Jahrringbreite im Betrachtungszeitraum. Da CLIMTREG den Beitrag jeder einzelnen Variablen an der jahresbezogenen Zuwachsänderung darstellt, ist auch hier, im Falle der Jahre 1957 und 1959, die Dominanz der Niederschlagsmengen sowohl im Spätsommer als auch zu Beginn der Vegetationsperiode identifizierbar.

Auf der Grundlage der gefundenen Regressionsgleichung zwischen Witterungsvariablen und Jahrring-Index stellt CLIMTREG auch die geschätzte zukünftige Entwicklung unter dem Einfluss der regionalisierten, zu Tageswerten aufgelösten Klimaszenarien dar. Hierzu wird zunächst die "prewhitening"-Prozedur invertiert, um zum geschätzten Verlauf der Jahrringbreiten und des daraus kumulierten BHD zu kommen. Außerhalb des Kalibrierungszeitraums werden jeweils 1-Schritt-Vorhersagen des Trends der Jahrringbreiten-Reihe aus den zurückliegenden 20 Jahren berechnet. Die Berechnung der extrapolierten Jahrringbreiten-Werte erfolgt durch Multiplikation der geschätzten Index-Werte mit dem entsprechenden Trendwert. Abbildung 7 zeigt die geschätzten Verläufe für Eiche und Kiefer auf der Versuchsfläche K3. Im oberen Teil sieht man die Entwicklung der Indexwerte, im unteren Teil die abgeleiteten Jahrringbreiten. Dargestellt sind der Kalibrierungszeitraum 1951-2006 sowie der Extrapolationszeitraum 2006-2055. Unter der Annahme des prinzipiellen Fortbestehens des gefundenen

Wirkungsgefüges zwischen Witterungsimpact und Zuwachsreaktionen in der Zukunft sinkt demnach die Jahrringbreite der Eiche dramatisch ab, während im Falle der Kiefer keine nennenswerten Zuwachseinbußen eintreten.

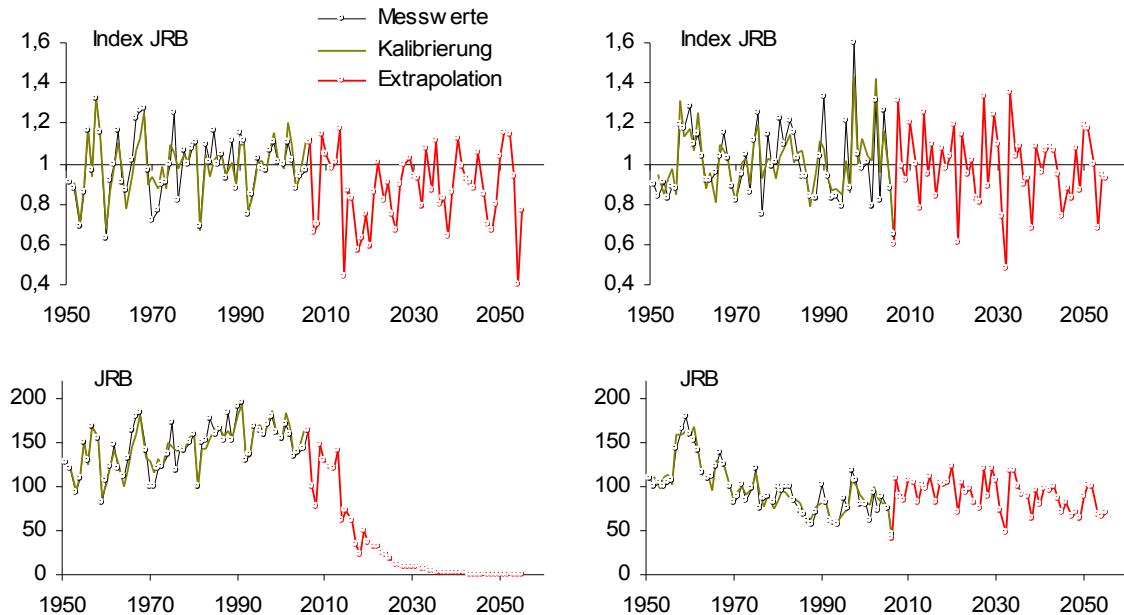


Abb. 7: Entwicklung des Jahrring-Index ("Index JRB", oben) und des resultierenden Zuwachses bzw. der Jahrringbreite ("JRB" in  $\text{mm} \cdot 100^{-1}$ , unten) für Trauben-Eiche (links) und Kiefer (rechts) im Mittel des herrschenden Bestands auf der Versuchsfläche K3 nach dem Modell CLIMTREG (Beck 2006).

#### 4 Diskussion

Die aktuellen Vitalitätsprobleme der Eiche im nordostdeutschen Tiefland und die damit verbundenen Risiken für ihre forstliche Nutzung werden meist auf einen Ursachenkomplex zurückgeführt, in dem eine Verkettung extremer Witterungereignisse mit starkem Kahlfraß durch Insekten und anderen biotischen Einflussfaktoren von zentraler Bedeutung sind (Eisenhauer 1991, Führer 1998, Thomas et al. 2002, Kätzel et al. 2006). Für die Kiefer sind die Gefährdung durch phytophage Insekten ausschlaggebend, hinzu kommen abiotische Risiken wie Waldbrände, Schneebrocken und Stürme (Altenkirch et al. 2002, Kallweit & Riek 2007). Der Klimawandel führt für beide Baumarten zu einer Förderung prädisponierender Faktoren, so dass mit höheren Risiken zu rechnen ist. Nach Fritts (1976), Kätzel et al. (2006a) sowie Ufnalski & Siwecki (2000) lässt sich das kambiale Dickenwachstum auf Grund der reduzierenden Wirkung des Assimilatemangels bei eingeschränkter Vitalität auf die Jahrringbreite gut als Weiser für den Zustand eines Baumes nutzen. Die vorgestellte Studie bezieht sich auf diesen Ansatz und soll mit der Modellierung der Jahrringbreiten-Entwicklung Schätzungen darüber ermöglichen, wie hoch die Risiken für die Vitalität von Kiefer und Eiche infolge des Klimawandels in der Zukunft sein könnten.

Zur Risikoabschätzung durch Nachbildung des Zusammenhangs zwischen Witterung und Zuwachs eignet sich das Programm DENDROCLIM nur begrenzt. Die mit DENDROCLIM hergeleiteten *response functions* lieferten nur für einzelne Monate signifikante Werte, für manche Kombinationen wie den Niederschlag für Kiefer auf K2 oder die Temperatur für Eiche auf K2, K3 und K4 wurden gar keine signifikanten Effekte angezeigt. Die Schwierigkeiten sind zum Teil darin begründet, dass *response functions* für Verhältnisse, in denen die Witterungseinflüsse nicht eindeutig von einem Parameter dominiert werden, biologisch schwer zu interpretieren sind und Scheinzusammenhänge oder statistische Artefakte wiedergeben (Briffa & Cook 1990, Dittmar & Elling 1999). In Analysen der Klima-Wachstumsbeziehungen bei Eiche und Kiefer in Berlin erzielte v. Lührte (1991) deutlich bessere Ergebnisse mit *response functions* vor allem für die zweite Hälfte des vergangenen Jahrhunderts. Dittmar und Elling (1999) fanden signifikante Werte auf Basis von *response functions* vor allem für Buche in tieferen Lagen Bayerns, während sich bei Fichte nur schwache Zusammenhänge ergaben. Aufschlussreicher für die hier untersuchten Bestände bzw. leichter zu interpretieren sind die Ergebnisse der Korrelationsanalysen mit DENDROCLIM. Besonders die Betrachtung gleitender Zeitfenster gibt wertvolle Hinweise über die zur Gegenwart hin zunehmende Abhängigkeit der Jahrringbreite von Witterungsgrößen. Die hier bereits angedeutete höhere Bedeutung der Wasserversorgung für die Jahrringbreite speziell der Eiche stimmt mit den Ergebnissen u.a. von Bonn (1998) und Friedrichs et al. (2006) überein.

Das Analysetool CLIMTREG zeichnet sich durch eine hohe Abbildungsgenauigkeit der Witterungs-Zuwachs-Beziehung aus, die objektiv ausgewählten Variablen lassen sich gut interpretieren und ermöglichen einen detaillierten Blick auf die Verhältnisse im untersuchten Bestand. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass diese für die konkrete Faktorenkonstellation und die analysierte Zeitspanne gelten, jedoch, wie auch im Falle der "response-function"-Methode, nur eingeschränkt auf andere Daten und/oder Zeiträume übertragbar sind. Abb. 8 zeigt z.B. das Ergebnis der Übertragung eines Modells, das für Eiche auf der Fläche K1 im Zeitraum 1951-1980 kalibriert wurde, auf die Jahre 1981-2006. Die Gleichläufigkeit zwischen Modell- und Messzeitreihe beträgt im Kalibrierungszeitraum 93 %, im Extrapolationszeitraum nur noch 71 %, der Korrelationskoeffizient sinkt von 0,98 auf 0,42.

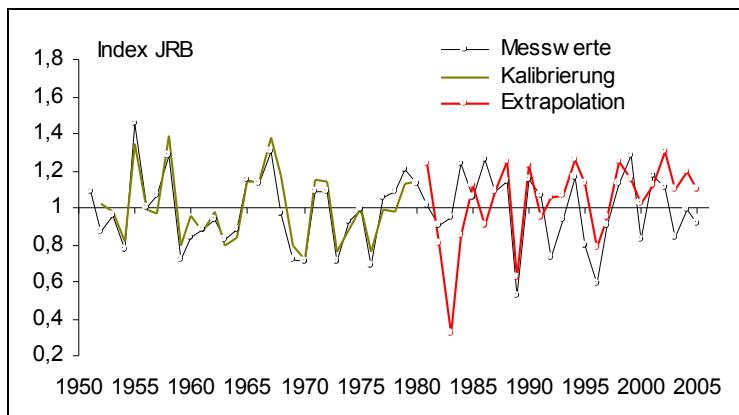


Abb. 8: Verlauf des Jahrring-Index für Trauben-Eiche, herrschender Bestand, Versuchsfläche K1 (Forstbetrieb Altmark/Sachsen-Anhalt, Revier Kümmernitz, Teilfläche 1672 a) nach den Ergebnissen der Bohrkern-Auswertungen ("Messwerte") im Vergleich zur Modellierung mit CLIMTREG für den Zeitraum 1951-1980 ("Kalibrierung") und zu den mit diesem Modell erzeugten Werten für den Zeitraum 1981-2005 ("Extrapolation").

Die schwächere Übereinstimmung zwischen Realität und extrapoliertem Modell in Abb. 8 weist darauf hin, dass die Beziehungen zwischen Bäumen und ihrer Umgebung, zwischen Zuwachs und Witterung nicht konstant sind, sondern sich dynamisch entwickeln. Übertragungen von Modellschätzungen in andere Zeiträume sind mit der Annahme gekoppelt, dass das Ursache-Wirkungs-Gefüge analog zum Kalibrierungszeitraum bestehen bleibt. Veränderungen der Witterungsfaktoren, aber auch individuelle Anpassungsprozesse oder Verschiebungen im Genpool durch Selektion beschränken die Aussagefähigkeit von Schätzungen zum Verhalten der Baumarten. Umgekehrt gilt jedoch, dass die Treffgenauigkeit des Modells auch für zukünftige Verhältnisse desto größer ist, je ähnlicher die Bedingungen im Kalibrierungszeitraum der Faktorenkombination in der Zukunft sind. Das Analysetool CLIMTREG bietet durch die Integration tagesaufgelöster Werte für die regionale Witterung der Vergangenheit und für Szenarien vielfältige Möglichkeiten, die Übertragbarkeit der Regressionsmodelle durch Abgleich mit den zugrundeliegenden Klimadaten einzuschätzen. Aus diesen Daten lässt sich auch ableiten, wie sich bestimmte Szenario-Mittelwerte in den Jahresablauf "übersetzen". Das Klimaszenario für 2001-2055 nach dem Emissionsszenario A1B modelliert z.B. für Ostbrandenburg mittlere jährliche Niederschlagssummen von rund 490 mm und somit eine relativ moderate Verringerung um etwa 45 mm im Vergleich zur Referenzperiode 1951-2000. Die Analyse der tagesaufgelösten Werte zeigt jedoch, dass die Niederschlagsabnahme im Jahresverlauf ungleich verteilt ist (Abb. 9).

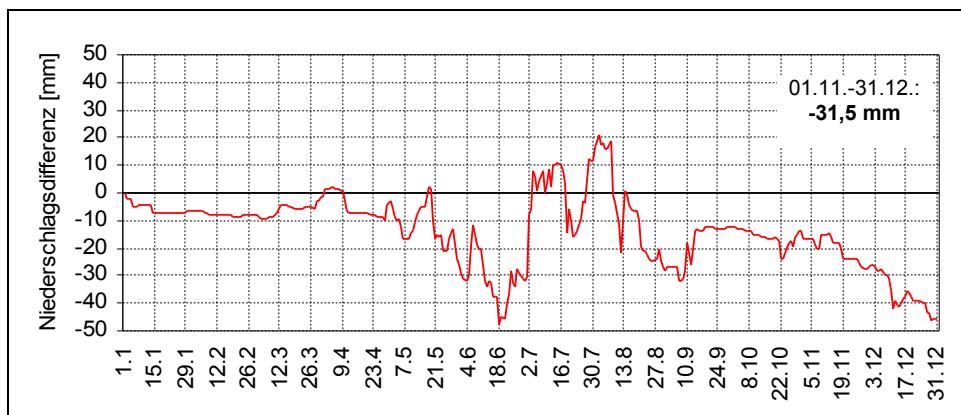


Abb. 9: Differenz der mittleren Niederschläge Szenario (2001-2055) – Referenz (1951-2000) für Ostbrandenburg (Oberförsterei Müllrose, Revier Fünfeichen).

Nach dem regionalen Klimaszenario wird sich die Niederschlagsabnahme voraussichtlich auf die Monate am Ende des Jahres konzentrieren. Das Eintreten solcher Verhältnisse bliebe nicht ohne ernste Folgen für die Auffüllung des Bodenwasserspeichers, der von vitaler Bedeutung für den Beginn des Baumwachstums im Frühjahr in dieser Region

ist. Geht man von der Gültigkeit der Szenarioannahmen aus, dann sind die in Abb. 7 skizzierten Probleme für die Trauben-Eiche ebenfalls als wahrscheinlich anzusehen und in die waldbaulichen Planungen einzubeziehen.

## 5 Fazit

Die Untersuchung der Jahrringbreitenchronologien von Trauben-Eiche und Kiefer von fünf Mischbestands-Versuchsflächen in Verbindung mit flächen spezifischen Klimadaten mit den Analysetools DENDROCLIM und CLIMTREG hat gezeigt, dass die Relationen zwischen Witterungsfaktoren und Baumwachstum als Reaktion auf deren Wirkung nicht statisch sind, sondern zeitlichen Veränderungen unterliegen. Als Schlussfolgerung sollten die Variablen, die in Analysen der Klima-Zuwachs-Beziehung eingehen, der Wuchsrythmik der Baumarten entsprechen und durch ein objektives Verfahren unter Vermeidung schematischer Datumsgrenzen flexibel ausgewählt werden. Die Ergebnisse beider Modellansätze belegen den entscheidenden Einfluss der Witterung auf die Jahrringbreite als Indikator der Baum- und Bestandesvitalität. Die durch den Klimawandel sich verändernden Standortbedingungen können nach den regionalspezifischen Szenarien des Potsdam-Instituts für Klimafolgenforschung die forstliche Landnutzung im nordostdeutschen Tiefland zukünftig zunehmend negativ beeinflussen und in einzelnen Regionen die Existenz der bestehenden Waldgesellschaften bedrohen. Als Risikofaktoren sind hier vor allem häufigere und an Intensität zunehmende Extremereignisse wie Dürreperioden zu nennen, dazu kommen eine dauerhafte Abnahme der Niederschlagssummen und Veränderungen der saisonalen Verteilung. Als Folge treten mit hoher Wahrscheinlichkeit zunehmend Vitalitätsprobleme und Zuwachsrückgänge bis hin zu steigenden Mortalitätsraten auf. Die Untersuchungsergebnisse deuten dabei auf eine im Vergleich zur Kiefer stärkere Abhängigkeit der Eiche von ausreichenden Niederschlägen hin, was voraussichtlich dazu führt, dass im Untersuchungsgebiet die Eiche deutlicher vom Klimawandel betroffen sein wird als die Kiefer.

## 6 Summary

The paper explores two methodological approaches to quantify climatic influences on inter-annual tree ring width variation in Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and Sessile oak (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.). While current forestry in the lowlands of north-eastern Germany is dominated by Scots pine, Sessile oak will increase its share in forest area and economic relevance in the future. To better adjust forest planning and management to the effects of climate change, reliable models have to be found to assess the vulnerability of the tree species regarding extreme climate situations like extended drought periods which will be likely regional effects of the predicted climate change. Data come from trial plots in five mixed pine-oak stands arranged in a west-east-sequence from western Brandenburg to eastern Poland with increasingly continental climatic conditions. Increment borer samples were taken from 20 dominating trees of each species per plot from which species-specific chronologies of the tree-ring width index were derived. Plot-specific climate data in daily resolution were obtained either by direct measurement records or by spatial interpolation. The software tools "DENDROCLIM" (Biondi & Waikul 2004) and "CLIMTREG" (Beck 2006) were used to combine ring-width index chronologies and climate data. DENDROCLIM allows response functions and correlation analyses with bootstrapped error estimation on a monthly basis, i.e. only climate data accumulated to monthly sums or averages can be processed. Results are not consistent throughout the trial plot sequence with higher values for correlation coefficients than for response functions. They indicate a higher influence of precipitation especially in spring and summer on ring-width variation which is more obvious in oak than in pine. "Moving interval" analyses with DENDROCLIM show steadily increasing correlation coefficients which reach their maximum in recent periods. The central element of CLIMTREG is a module to objectively identify time intervals in which precipitation and/or temperature are most closely correlated to ring-width index values. This identification is based upon the automatic construction and analysis of floating time spans of varying width (i) in the period from April to October (growing season) and (ii) in the time from December to March (pre-conditioning phase). Each of the resulting time spans with a minimal length of 21 and a maximal length of 183 days is tested for the contribution of the respective cumulative balance of four climate variables to estimate ring-width index values in a multiple regression model. CLIMTREG generates highly significant models for both species with  $R^2$  values usually above 0.8 and Gleichlaeufigkeit values between observed and predicted index chronologies above 80 %. Model runs on the basis of regionalized climate scenarios for 2000-2055 for a stand under relatively dry conditions indicate decreasing radial increments for oak and a constant level for pine which is in accordance with the DENDROCLIM results. As a consequence, forest planning and management in the north-eastern lowlands have to focus on measures reducing the risks associated with climate change by increasing the share of mixed stands. Multi-species stands should be established in spatial mixtures which reflect the site conditions and the specific resource requirements of the species. Research on tree-ring/climate relationships should abandon the artificial construction of monthly values and rather concentrate on more flexible and more objective, "plant-centered" approaches.

## 7 Literatur

- Altenkirch, W.; Majunke, C.; Ohnesorge, B. 2002: Waldschutz auf ökologischer Grundlage. Stuttgart (Eugen Ulmer)
- Beck, W. 2006: Finding best regression approach for description of climate-growth relationships by floating time spans of varying widths. In: Haneca et al. 2006: 44-53
- Beck, W. 2007: Analyse des Wachstumsverhaltens von Kiefern-Beständen auf unterschiedlichen zeitlichen Skalenebenen. In: MLUV (Hrsg.) 2007: 341-356
- Biondi, F.; Waikul, K. 2004: DENDROCLIM2002: A C++ program for statistical calibration of climate signals in tree-ring chronologies. *Computers & Geosciences* 30: 303-311
- Bonn, S. 1998: Dendroökologische Untersuchung der Konkurrenzdynamik in Buchen/Eichen-Mischbeständen und zu erwartende Modifikationen durch Klimaänderungen. Dissertation, Dresden. (= Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt/Contributions to Forest Sciences Nr. 3)
- Briffa, K.; Cook, E. 1990: Methods of Response Function Analysis. In: Cook, E.; Kairukstis, L.A. 1990: 240-247
- Cook, E.; Kairukstis, L.A. (eds.) 1990: Methods of dendrochronology. Applications in the environmental sciences. Dordrecht (Kluwer Academic Publ.)
- Dittmar, C.; Elling, W. 1999: Jahrringbreite von Fichte und Buche in Abhängigkeit von Witterung und Höhenlage. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 118: 251-270
- Dobbertin, M. 2005: Tree growth as indicator of tree vitality and of tree reaction to environmental stress: a review. *European Journal of Forest Research* 124: 319-333
- Drobyshev, I.; Linderson, H.; Sonesson, K. 2007: Relationship Between Crown Condition and Tree Diameter Growth in Southern Swedish Oaks. In: *Environmental Modeling and Assessment* 128: 61-73
- Eisenhauer, D.-R. 1991: Eichensterben. Symptome und Ansprache des Schädigungsgrades bei Traubeneiche und Stieleiche. *Der Wald* 41 (7): 234-236
- Elmer, M.; Gutsch, M.; Bachmann, U.; Bens, O.; Suckow, F.; Hüttl, R.F. 2009: Der Einfluss des Umbaus von Kiefern-Reinbeständen in Traubeneichen-Kiefern-Mischwälder auf Standortqualität und Bestandesklima. *Forst und Holz* 64 (3): 12-17
- Friedrichs, D.; Neuwirth, B.; Löffler, J.; Winiger, M. 2006: Dendroclimatology in the Low Mountain Ranges, Germany. In: Haneca et al. 2006: 97-102
- Fritts, H.C. 1976: Tree Rings and Climate. Reprint of Second Printing. 2001, Caldwell, New Jersey (The Blackburn Press)
- Führer, E. 1998: Oak Decline in Central Europe: A Synopsis of Hypotheses. In: McManus, M.L.; Liebhold, A.M. (eds.) 1998: Proceedings: Population Dynamics, Impacts, and Integrated Management of Forest Defoliating Insects. USDA Forest Service Gen. Tech. Rep. NE-247: 7-24
- Gerstengarbe, F.W.; Badeck, F.; Hattermann, F.; Krysanova, V.; Lahmer, W.; Lasch, P.; Stock, M.; Suckow, F.; Wechsung, F.; Werner, P.C. 2003: Studie zur klimatischen Entwicklung im Land Brandenburg bis 2055 und deren Auswirkungen auf den Wasserhaushalt, die Forst- und Landwirtschaft sowie die Ableitung erster Perspektiven. Potsdam, PIK Reports Nr. 83
- Guio, J. 1991: The bootstrapped response function. *Tree-Ring Bulletin* 51: 39-41
- Haneca, K.; Verheyden, A.; Beeckmann, H.; Gärtner, H.; Helle, G.; Schleser, G.H. (eds.) 2006: TRACE - Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology. Vol. 5: Proceedings of the Dendrosymposium April 20th-22nd 2006, Tervuren, Belgium. Jülich (FZJ Zentralbibliothek/Verlag). (= Schriften des Forschungszentrums Jülich, Reihe Umwelt/Environment, Nr. 74)
- Kallweit, R.; Riek, W. 2007: Entwicklung des Kronenzustandes - Waldschadenserhebung 1986-2006. In: MLUV (Hrsg.) 2007: 133-143
- Kätzel, R.; Löffler, S.; Möller, K.; Heydeck, P.; Kallweit, R. 2006: Das Eichensterben als Komplexkrankheit. In: MLUV (Hrsg.) 2006: 94-96
- Kätzel, R.; Löffler, S.; Wenk, M. 2006a: Physiologische Reaktionen von Eichen unter Trockenstress. In: MLUV (Hrsg.) 2006: 85-93
- Lührte, A. von 1991: Dendroökologische Untersuchungen an Kiefern und Eichen in den stadtnahen Berliner Forsten. Berlin, Schriftenreihe Landschaftsentwicklung und Umweltforschung, Nr. 77
- Ministerium für Ländliche Entwicklung, Umwelt und Verbraucherschutz des Landes Brandenburg (MLUV) (Hrsg.) 2006: Aktuelle Ergebnisse und Fragen zur Situation der Eiche und ihrer Bewirtschaftung in Brandenburg. Potsdam, Eberswalde, Eberswalder Forstliche Schriftenreihe Nr. 25
- MLUV (Hrsg.) 2007: Die Kiefer im nordostdeutschen Tiefland - Ökologie und Bewirtschaftung. Eberswalde/Potsdam, Eberswalder Forstliche Schriftenreihe Nr. 32
- MLUV (Hrsg.) 2008: Waldzustandsbericht 2008 der Länder Brandenburg und Berlin. Potsdam und Berlin
- Neumann, U. 2001: Zusammenhang von Witterungsgeschehen und Zuwachsverläufen in Fichtenbeständen des Osterzgebirges. Stuttgart (Ulmer). (= Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt/Contributions to Forest Sciences Nr. 11)
- Schweingruber, F.H. 1996: Tree Rings and Environment. Dendroecology. Bern, Stuttgart, Wien (Paul Haupt)

- Thomas, F.M.; Blank, R.; Hartmann, G. 2002: Abiotic and biotic factors and their interactions as causes of oak decline in Central Europe. *Forest Pathology* 32: 277-307
- Ufnalski, K.; Siwecki, R. 2000: Dendrochronological analysis of radial growth dynamics of oaks in the Smolarz forest district. In: Oszako, T.; Delatour, C. (eds.) (2000): Recent advances on oak health in Europe. Selected papers from a conference held in Warsaw, Poland, 22-24 November 1999; Warschau: 259-266
- Wechsung, F.; Gerstengarbe, F.-W.; Lasch, P.; Lüttger, A. (Hrsg.) 2008: Die Ertragsfähigkeit ostdeutscher Ackerflächen unter Klimawandel. Potsdam, PIK Report 112

## Zur Abhängigkeit ertragskundlicher Standortsindikatoren

*Hubert Sterba und Otto Eckmüller*

*Department für Wald und Bodenwissenschaften, Institut für Waldwachstum, Universität für Bodenkultur Wien  
Peter Jordanstraße 82, 1190 Wien*

### Einleitung

Der Feststellung BAURs (1881), dass zur Beurteilung der Bonität der „untrüglichste Maßstab in der mittleren Bestandeshöhe liegt“ verdanken wir die Vorstellung, dass die Wirkung der großen Anzahl von Standortsfaktoren, weil in ihrem einzelnen Zusammenwirken nicht hinreichend bekannt, in ihrer Gesamtwirkung aber in der Bonität abzulesen ist. Es ist dies in etwa der erste Schritt im von PRETZSCH (2002) „Top-Down-Ansatz“ genannten Theoriengebäude der Waldwachstumskunde. Dieser Ansatz beschreibt zunächst die Vorstellung, dass auf einer Seite eine Unzahl von Standortsfaktoren wirken, die auf der anderen Seite die Bonität, in genauerer Ausdifferenzierung dann die Oberhöhenbonität hervorbringen.

Spätestens seit GUTTENBERG (1896, 1915) wissen wir aber auch, dass die Höhe in einem Bezugsalter, also die Höhenbonität, über unterschiedliche Höhenwachstumsgänge erreicht werden kann. GUTTENBERG sah die Ursache solcher unterschiedlicher Höhenwachstumsgänge in den standörtlichen Gegebenheiten, wie sie in Wuchsgebieten zum Ausdruck kommen MARSCHALL (1976). Dass durchaus auch auf kleinerem Raum, solche unterschiedlichen Wachstumsverläufe vorkommen können, bringt STAGE (1963) in seinen polymorphen Höhenwachstumskurven für *Abies grandis* zum Ausdruck. Letztlich führen unterschiedliche Kombinationen von Standortsfaktoren auch in den potentiellen Höhenwachstumsverläufen nach KAHN und PRETZSCH (1997) zu solchen unterschiedlich gekrümmten Höhenwachstumskurven bei gleicher Oberhöhenbonität.

Auf ein weiteres ertragskundliches Phänomen, das auf die Wirkung von Standortsfaktoren zurückzuführen ist, machte dann ASSMANN (1959) aufmerksam. Bei gleicher Oberhöhe und gleicher Bestandesbehandlung erzielte unterschiedliche Gesamtzuwachslleistungen definierte Assmann als Auswirkung des Ertragniveaus, das er durchaus als Standortseigenschaft und nicht als Ergebnis unterschiedlicher waldbaulicher Behandlung verstand. Spätere Betrachtungen dieses Begriffs führten zu Definitionen wie horizontales Leistungsvermögen (KENNEL, 1973), Standraum-Ausnutzungsvermögen (SCHMIDT 1973) und potentielle Dichte (FRANZ 1967, STERBA 1981).

Höhenbonität, Form der Höhenwachstumskurve und Ertragsniveau können also als ertragskundlich definierte Standortsindikatoren verstanden werden. Wenn sie Ausdruck unterschiedlicher Standortsfaktoren sind, dann könnten sie, je nach Kombination dieser Standortsfaktoren in einer Befundeinheit positiv oder negativ korreliert oder auch unabhängig voneinander sein. Die Gegenhypothese dazu wäre, dass – in einer wie immer definierten Befundeinheit – alle drei Standortsindikatoren so straff miteinander korreliert sind, dass die Angabe der Höhenbonität genügt, um die anderen beiden Standortsindikatoren mitzudefinieren.

Im Folgenden soll daher untersucht werden, ob und wie in verschiedenen Befundeinheiten diese ertragskundlichen Standortsindikatoren miteinander korreliert sind.

### Methoden und Daten

Eine Schwierigkeit bei der Verwendung ertragskundlicher Standortsindikatoren ist die, dass ihre Größe mitunter nicht nur vom Standort, sondern auch durch die Bestandesbehandlung verändert werden kann. Der Verlauf des Höhenwachstums etwa durch unterschiedliche Bestandesbegründung im Wege einer Saat oder durch Naturverjüngung unter unterschiedlich lang gehaltenem Schirm des Altbestandes (BAUR 1877), durch Pflanzung in unterschiedlich weitem Verband (POLLANSCHÜTZ, 1974) aber auch durch das infolge von Durchforstungen unterschiedliche Umsetzen der Oberhöhenstämme (ZINGG, 1994). Weiters werden die, das Ertragsniveau kennzeichnenden Merkmale der Gesamtzuwachslleistung und der Bestandesdichte durchaus auch im Wege der Durchforstung verändert. Sind die Bestandeseingriff nur geringfügig oder mäßig, dann stehen den nach einer Durchforstung verbleibenden Bäumen proportional zu ihrem nun vergrößerten Standraum mehr der vorhandenen Ressourcen an Licht, Nährstoffen und Wasser zur Verfügung und sie verändern ihre Dimensionen dementsprechend. Anders verhält es sich bei starken Eingriffen, es kommen dann, infolge geänderter Interzeption insgesamt mehr Wasser, und infolge deutlich geringerer Überschirmung mehr Licht und Wärme zum Waldboden, was dann tatsächlich eine Änderung des Standorts bedeutet (z.B. HAGER, 1988).

Wegen dieser Beeinflussungen ertragskundlicher Größen durch die Bestandesbehandlung war darauf zu achten, dass die Daten möglichst von Bäumen und Beständen stammten, die alle nicht oder alle in der gleichen Weise von der Bestandesbehandlung betroffen waren. Zur Untersuchung der Frage des Zusammenhangs zwischen der Form der Höhenwachstumskurve und der Höhenbonität wurden daher in drei Regionen (Abb. 1) Stammanalysen von mindestens 120-jährigen Oberhöhenstämmen untersucht, von denen angenommen werden konnte, dass sie alle etwa der gleichen Bestandesbegründungsform entstammten, zumindest aber keiner unterschiedlichen Behandlung je nach untersuchten Standortsmerkmalen unterworfen worden waren.

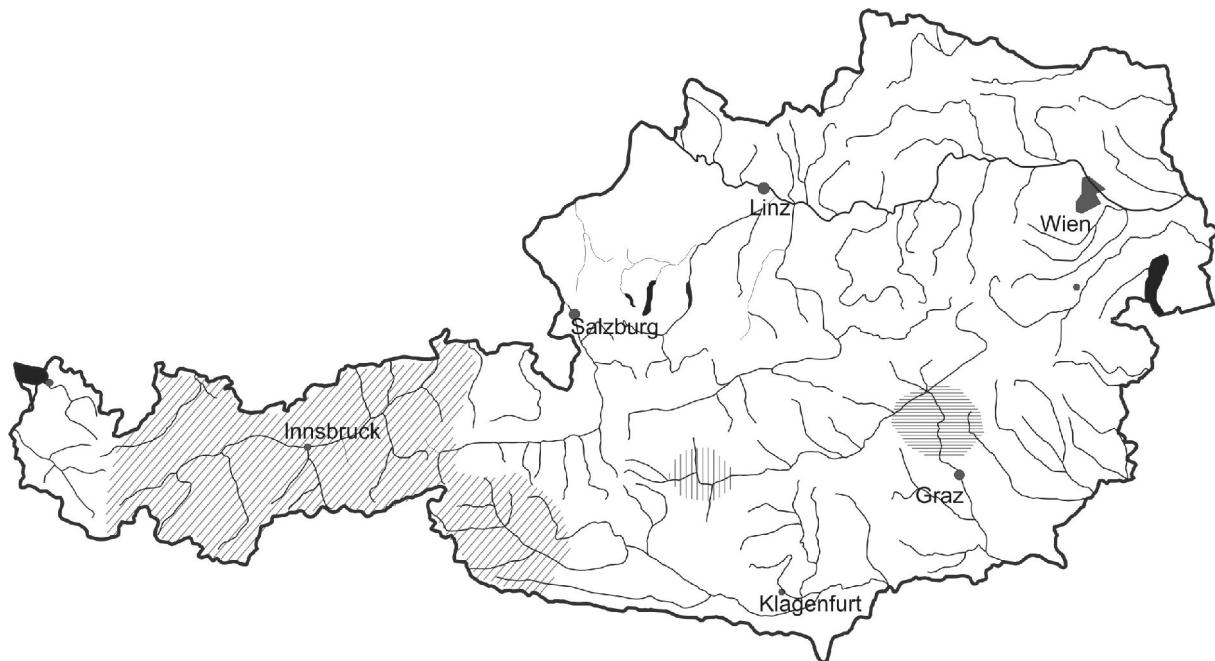


Abbildung 1: Die Regionen, aus denen die Stammanalysen der Oberhöhenstämme stammen. Im Westen, der Datensatz „Tirol“, in der Mitte der Datensatz „Murau“, und im Osten der Datensatz „Bruck“.

In den Beständen, aus denen die Oberhöhenstämme stammten, wurden die Seehöhe, die Exposition und mit Ausnahme des Datensatzes „Murau“ auch die Hangneigung erhoben (Tab. 1). Anhand der Jahrringzählungen an den Einschnitten in 1- bis 4 Meter Sektionen wurde die Höhenbonität als Höhe im Alter 100, und das Alter zum Zeitpunkt der Zuwachskulmination (laufender Höhenzuwachs) durch Interpolation bestimmt. Der Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen wurde dann, auch in Abhängigkeit von den erhobenen Standortsmerkmalen untersucht.

Tabelle 1: Anzahl, Seehöhe, Neigung, Oberhöhenbonität (OHB) und Alter zum Zeitpunkt der Zuwachskulmination ( $t_{kulm}$ ) der Stammanalysen an Oberhöhenstämmen

		Seehöhe [m]	Neigung [%]	OHB [m]	$t_{kulm}$ [Jahre]
Tirol (n=96)	Minimum	650	0,0	3,5	4,5
	Maximum	1950	80,0	38,7	238,0
	Mittelwert	1456	29,6	18,7	68,62
	Standardabweichung	267	18,2	8,5	54,6
Murau (n=306)	Minimum	210		6,3	3,0
	Maximum	1840		38,8	147,0
	Mittelwert	1473	Keine Angaben	23,8	49,4
	Standardabweichung	210		6,3	28,0
Bruck (n=176)	Minimum	550	0,0	13,4	9,0
	Maximum	1550	80,0	41,7	89,5
	Mittelwert	1111	22,4	29,0	34,5
	Standardabweichung	225	11,0	6,1	17,1

Zur Untersuchung der Abhängigkeit von Ertragsniveau und Höhenbonität wurden die publizierten Daten der Standortsertragstafeln von GUTTENBERG (1896, 1915) sowie der A-Gradflächen der Fichten-Hochleistungsstandorte von RÖHLE (1995) sowie der Buchenversuche von KENNEL (1972) verwendet. Die Oberhöhenbonität konnte allen diesen Tabellen direkt entnommen werden, bei den Angaben von GUTTENBERG ist jedoch zu beachten, dass dieser nicht die Oberhöhe sondern eine Mittelhöhe, die in etwa der Zentralstammhöhe entspricht, verwendet hatte. Da das Vornutzungsprozent in diesen Standortsertragstafeln Guttenbergs etwa in jenem Bereich liegt, in dem auch die Vornutzungsprozente der A-Gradflächen der Fichten-Hochleistungsstandorte liegen, können die Guttenberg'schen Angaben als solche für A-Gradflächen verstanden werden. Als Maßzahl für das

Ertragsniveau wurde der REINEKE'sche (1933) Stand Density Index,  $SDI = N \cdot \left( \frac{25}{dg} \right)^E$  verwendet. Dieser definiert die Bestandesdichte als die Stammzahl eines gleich dichten Bestandes, bei einem Mitteldurchmesser von 25 cm. Diese Stammzahlen und Durchmesser wurden für die gegenständliche Untersuchung nicht in einem bestimmten Alter verwendet, und dann in die Formel eingesetzt, sondern dort interpoliert, wo tatsächlich der Mitteldurchmesser mit 25 cm ausgewiesen wurde. Damit konnte auch vermieden werden, bestimmte Annahmen über den Exponenten,  $E$  zu treffen, der in der Literatur mit unterschiedlichen Werten angegeben wird (STERBA 1987, PRETZSCH u. BIBER 2005). Die Unterschiede zwischen den dort berichteten Exponenten sind zwar gering, ergeben aber mit zunehmender Entfernung vom Mitteldurchmesser von 25 cm, doch erheblich unterschiedliche Stand Density Indices.

## Ergebnisse

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen dem Kulminationsalter des Höhenzuwachses und der Höhenbonität (STERBA 2009) zeigte ganz allgemein, dass mit zunehmender Bonität, der Zuwachs früher kulminierte. Das bedeutet, dass allgemein zu erwarten ist, dass in der Wachstumsfunktion nach RICHARDS (1959) die Wachstumsgeschwindigkeit  $k$ , mit der Bonität positiv korreliert ist. Allerdings besteht bei gegebener Bonität noch eine erhebliche Streuung um diesen Zusammenhang (Abb. 2). Eine Untersuchung ob dieser Zusammenhang zwischen Kulminationsalter und Bonität unter bestimmten Bedingungen unterschiedlich ist, ergab keine solchen Unterschiede bei einer Gliederung nach Seehöhenstufen und nach Expositionen, wohl aber nach den drei untersuchten Regionen. Allerdings mag dieser Unterschied auch daher kommen, dass in der Region „Bruck“ die ganz geringen Bonitäten nicht vertreten waren (Abb.2).

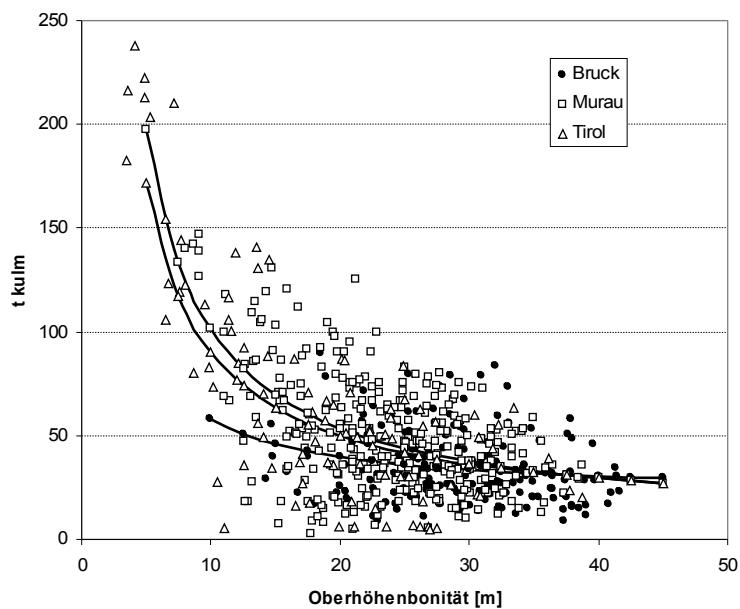


Abbildung 2: Der Zusammenhang zwischen Kulminationsalter,  $t_{kulm}$ , und der Oberhöhenbonität in den untersuchten Regionen

Ein erheblicher Teil der großen Streuung um die allgemeine Beziehung zwischen Bonität und Kulminationsalter ließ sich aus den Standortsfaktoren Neigung und Exposition erklären. Das Modell

$$t_{kulm} = 6,31 + \frac{756 + 5,17 \cdot Neig^2 + 32,3 \cdot Neig \cdot \sin Az + 20,9 \cdot Neig \cdot \cos Az}{OHB}$$

wies immerhin ein Bestimmtheitsmaß von 61,7 %, gegenüber einem solchen von nur 51,5% ohne Exposition und Neigung auf. Eine nähere Untersuchung dieser Gleichung zeigt auch, dass es durchaus Standortskombinationen gibt, in denen die besseren Bonitäten auch später kulminieren können (STERBA 2009).

Der Zusammenhang zwischen Oberhöhenbonität und Ertragsniveau aus den Angaben für Fichte von GUTTENBERG (1896, 1915) zeigt, dass allgemeine das Ertragsniveau, hier gemessen am Stand Density Index, mit zunehmender Bonität zunimmt (Abb. 3, links). Trennt man die Daten aber nach den drei untersuchten Gebieten auf,

dann wird deutlich, dass die Beziehungen innerhalb der jeweils untersuchten Gebiete jeweils verschieden sind (Abb. 3 rechts). Bezogen auf die gleiche Höhenbonität haben die Standorte „Weitra-Ebene“ und „Weitra-Gebirge“ ein deutlich niedrigeres Ertragsniveau als die Standorte der beiden anderen Gebiete. Ein anderes Zusammenfassen der Standorte (Markierung links) ließe durchaus auch einen anderen Zusammenhang zwischen Höhenbonität und Ertragsniveau denkbar erscheinen.

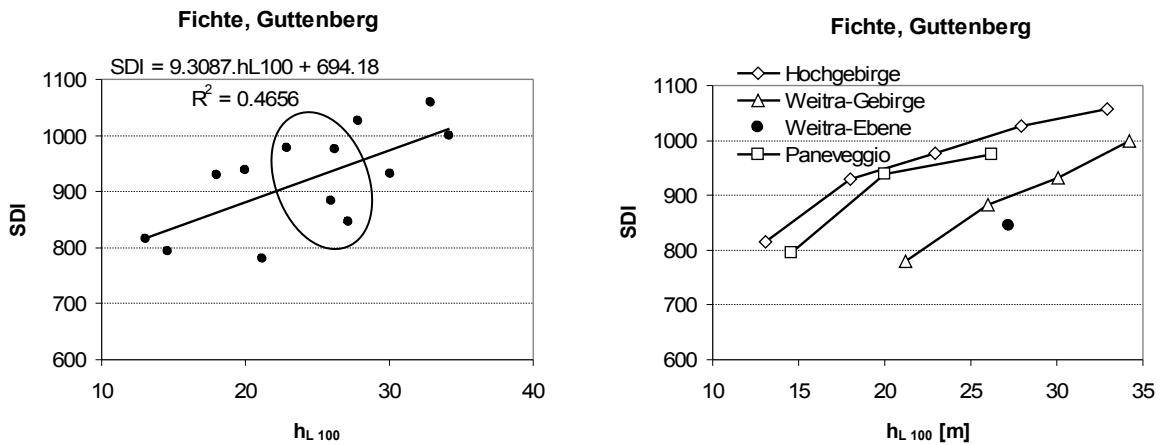


Abbildung 3: Der Zusammenhang zwischen Höhenbonität und Stand Density Index der Guttenberg'schen Standortertragstafeln.

Wesentlich straffer ist der positive Zusammenhang zwischen Höhenbonität und Ertragsniveau der Fichte auf den Hochleistungsstandorten Südbayerns, aber auch der - wenn auch fallende - Zusammenhang bei den Buchenflächen KENNELs (1972) (Abb. 4).

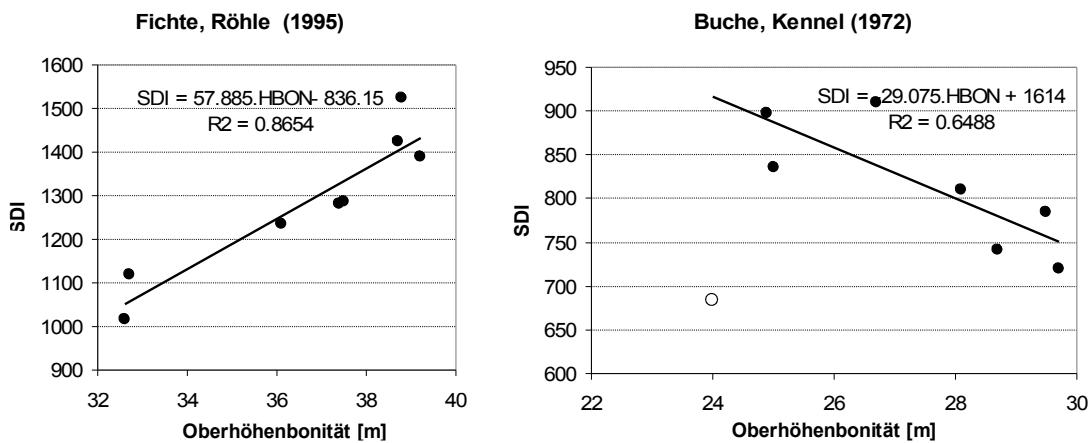


Abbildung 4: Der Zusammenhang zwischen Oberhöhenbonität und Stand Density Index der A-Gradflächen der Fichtenversuche auf den Hochleistungsstandorten Südbayerns und der Buchenversuche aus KENNEL (1972). Der leere Kreis in der rechten Abbildung ist der Versuch Mittelsinn, der knapp vor dem Erreichen des Mitteldurchmessers von 25 cm planwidrig stark durchforstet worden war.

## Diskussion und Schlussfolgerungen

Der Zusammenhang zwischen Kulminationsalter des Höhenzuwachses und Bonität in der Art, dass der Zuwachs besserer Bonitäten früher kulminiert scheint auch im untersuchten Datenmaterial der Stammanalysen von Oberhöhenstämmen bestätigt. Dieser Zusammenhang ist auch in den meisten Ertragstafeln unterstellt. Allerdings zeigen die vorgelegten Untersuchungen auch, dass es (i) eine große Streuung um diesen Zusammenhang gibt, und dass (ii) diese Streuung durch Standortsmerkmale wie Exposition und Neigung zu einem guten Teil erklärt werden kann. Das bedeutet aber, dass es – standortsbedingt – bei gleicher Bonität unterschiedlich gekrümmte Höhenwachstumsverläufe gibt. Werden nun Standorte zu Befundeinheiten zur Entwicklung von Oberhöhenfächeren zusammengefasst, die nur ganz bestimmte Kombinationen von Standortsfaktoren enthalten, dann kann es durchaus

vorkommen, dass in solchen Höhenwachstumsfächern der Zuwachs unabhängig von der Bonität immer im gleichen Alter, oder sogar bei besseren Bonitäten später kulminiert.

Ähnlich verhält es sich mit dem Ertragsniveau. Der unterstellte positive Zusammenhang zwischen allgemeinem Ertragsniveau und Oberhöhenbonität in den Fichtenertragstafeln von ASSMANN und FRANZ (1965) bestätigt sich aus den untersuchten Probeflächen und Standortsertragstafeln für Fichte ebenso, wie die darüber hinausgehende Streuung des Ertragsniveaus bei gleicher Bonität in den gleichen Ertragstafeln. Den umgekehrten Zusammenhang zwischen Ertragsniveau und Bonität bei der Buche hat auch schon KENNEL (1973) beschrieben. Ob dies eine Eigenschaft der Baumart ist, oder wieder der Effekt unterschiedlich kombinierter Standortseigenschaften, muss noch offen bleiben. Die Tatsache, dass PRETZSCH (2004) findet, dass bei Fichte, das Zuwachsoptimum über der Bestandesdichte mit schlechter werdender Bonität deutlicher ausgeprägt ist, während das bei Buche umgekehrt ist, könnte ein Hinweis darauf sein, dass es sich dabei tatsächlich eher um eine Eigenschaft der Baumart handelt. Allerdings beziehen sich alle drei Untersuchungen auf beinahe das gleiche Datenmaterial, zumindest aber auf das gleiche Standortsspektrum.

Insgesamt wäre daher zu folgern, dass die Art des Zusammenhangs zwischen Höhenbonität und Form der Höhenwachstumskurve und zwischen Höhenbonität und Ertragsniveau von der jeweiligen Kombination von Standortsfaktoren in einem Untersuchungsgebiet abhängt, und nicht allgemein und a priori bestimmte positive oder negative Zusammenhänge unterstellt werden sollten.

## Zusammenfassung

In der Waldwachstumskunde findet der Standort seinen Ausdruck in einigen wenigen Indikatoren. Der älteste und am häufigsten verwendet Standortsindikator in diesem Sinne ist die Höhenbonität, d. i. die erzielte Oberhöhe in einem Referenzalter. Spätestens seit Guttenberg wissen wir, dass auch die Form der Höhenwachstumskurve standortsabhängig ist. Deshalb entwickelte er unterschiedliche Fichtenertragstafeln für „das Hochgebirge“, für „Paneggio“ und für das Waldviertel. Als weiteren Standortsindikator definierte Assmann dann das Ertragsniveau als unterschiedliche potentielle Volumsleistung bei gleichem Höhenwachstum. Später wurde dieses Ertragsniveau als Standraum-Ausnutzungsvermögen und als horizontales Leistungsvermögen bezeichnet. Der maximale Stand Density Index wird daher als Ausdruck der potentiellen Bestandesdichte und also des Ertragsniveaus verwendet.

Wären nun diese Standortsindikatoren jeweils Ausdruck einer und nur einer Standortseigenschaft, dann hinge die Art der Beziehungen zwischen den zwischen den ertragskundlichen Standortsindikatoren davon ab, in welchen Kombinationen diese Standortseigenschaften in der jeweiligen Befundeinheit auftreten. Da die Zusammenhänge aber nicht so einfach sind, sondern vermutlich beinahe alle Standortsfaktoren, wenn auch nicht in gleicher Weise, jeden der drei Indikatoren beeinflussen, können in unterschiedlichen Regionen unterschiedliche Autoren zu unterschiedlichen Aussagen über die Korrelation zwischen Höhenbonität, Ertragsniveau und Form der Höhenwachstumskurve kommen.

Anhand von Stammanalysen, verfügbaren publizierten Ergebnissen von Dauerversuchen und eines Vergleiches unterschiedlicher Standorts-Ertragstafeln, wird untersucht, wie die Standortsindikatoren Oberhöhenbonität, Krümmung der Höhenwachstumskurve (Zeitpunkt der Höhenzuwachskulmination) und Ertragsniveau in unterschiedlichen Straten korreliert sind.

## Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E. (1959): Höhenbonität und wirkliche Ertragsleistung. Forstwiss. Cbl. 78:1-20.
- ASSMANN, E. und F. FRANZ (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstwiss. Cbl. 84:1-68.
- BAUR, F.: Die Fichte in Bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form. Springer, Berlin, 103 S., 1877
- BAUR, F.: Die Rothbuche in Bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form. Parey, Berlin, 203 S., 1881
- FRANZ, F.: Ertragsniveau-Schätzverfahren für die Fichte an Hand einmalig erhobener Bestandesgrößen. Forstwiss. Cbl., 86,2:98-125, 1967
- GUTTENBERG, A.: Die Aufstellung von Holzmassen- und Geldertragstafeln auf Grundlage von Stammanalysen. Österreichische Vierteljahrsschrift für Forstwesen 3:203-237, 319-345. 1986
- GUTTENBERG, A.: Wachstum und Ertrag der Fichte im Hochgebirge. Verlag Franz Deuticke, Wien, 153 S. 1915
- HAGER, H.: Stammzahlreduktionen, die Auswirkungen auf Wasser-, Energie- und Nährstoffhaushalt von Fichtenzugwüchsen Forstliche Schriftenreihe der Universität für Bodenkultur Wien, 1. Österr. Ges. für Waldökosystemforschung u. Experimentelle Baumforschung , 189 S., 1988
- KAHN, M. und H. PRETZSCH: Das Wuchsmodell Silva - Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. Allgem. Forst- u. Jagdztg 168:115-123, 1977
- KENNEL, R.: Die Buchenduchforstungsversuche in Bayern. Forschber. FFA München, 7, 1972
- KENNEL, R.: Die Bestimmung des Ertragsniveaus bei der Buche. Forstwiss. Cbl. 92,5:226-234, 1973
- MARSCHALL, J.: Die neuen Ertragstafeln für Österreich. Allgemeine Forstztg. 87:195-200, 1976.
- POLLANSCHÜTZ, J.: Erste ertragskundliche und wirtschaftliche Ergebnisse des Fichten-Pflanzweiteversuches Hauersteig. In: EGGER, J.: 100 Jahre Forstliche Bundesversuchsanstalt Wien: 99-172, 1974

- PRETZSCH, H.: Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Parey, Berlin, 414 S. 2002
- PRETZSCH, H.: Gesetzmäßigkeit zwischen Bestandesdichte und Zuwachs. Lösungsansatz am Beispiel von Reinbeständen aus Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) und Buche (*Fagus sylvatica* L.). Tagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA in Aigen/Schlägl: 165 – 179. 2004
- PRETZSCH, H. und P. BIBER: A Re-Evaluation of Reineke's Rule and Stand Density Index. Forest Science, 51,4:304-320, 2005
- REINEKE, R.: Perfecting a Stand-Density index for even aged forests. Journal of Agricultural Research Washington DC, 46,7:627-638, 1933
- RICHARDS, F. J.: A Flexible Growth Function for Empirical Use. J. Exp. Botany, 10,29:290-300, 1959
- RÖHLE, H.: Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. Mitt. Staatsforstverwaltung Bayern. 48. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, München, 272 S., 1995
- SCHMIDT, A.: Ertragsniveau und Standort dargestellt am Beispiel der Kiefer. Forstwiss. Cbl. 92,5:268-274, 1973
- STAGE, A. R.: A mathematical approach to polymorphic site index curves for grand fir. Forest Science 9:167-180, 1963
- STERBA, H.: Ertragsniveau: Definition und Schätzung. Tagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA in Soest:5-18, 1981
- STERBA, H.: Estimating Potential Density from Thinning Experiments and Inventory Data. Forest Science 33,4:1022-1034, 1987
- STERBA, H. und O. ECKMÜLLNER: Bonität und Kulmination des Zuwachses. Allg. Forst- u. Jagdztg (eingereicht), 2009
- ZINGG, A.: Oberhöhen in Plenterversuchsflächen. Tagungsband der Sektion Ertragskunde des DVFFA. Bamberg 236 – 246, 1994

## Zuwachsvergleich ausgewählter Fichten- (*Picea abies* [L.] Karst.)- Herkünfte und deren Reaktion nach Trockenperioden auf unterschiedlichen Standorten

Anka Nicke<sup>1</sup> und Heino Wolf<sup>2</sup>

<sup>1)</sup>FH Erfurt, Studiengang Forstwirtschaft und Ökosystemmanagement, Lübecker Str. 11, 00085 Erfurt

<sup>2)</sup>Staatsforstbetrieb Sachsen, Referat Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Bonnewitzer Str. 34, 01796 Pirna

### Summary

From 2005 to 2007, the Technical University of Dresden, Institute for Plant and Wood Chemistry together with the Saxon State Company Saxonforest carried out investigations on the stability and productivity of Norway spruce provenances under consideration of the climate change. In the context of this research work the increment of selected Norway spruce provenances was assessed retrospectively on different field trial plots in Saxony (Borstdorf) and Thuringia (Schwallungen). Base of the investigations is a Norway spruce provenance trial established in 1972 with up to 100 provenances descending from the entire distribution area. The work concentrated on the 10 provenances from the middle, east and south east of Europe growing on both field trial plots, the tolerance of which to drought was assessed by the quantification of the contents of growth promoting and growth inhibiting plant hormones.

Following a yield assessment of the trial plots, the increment of these 10 provenances was measured by stem analyses and the annual shoot length. The radial increment was observed on stem disks from 90 trees of the top layer (9 trees per provenance), statistically evaluated and compared with temperature and precipitation data. Significant differences in the yield could be shown between the provenances of the two trial plots. On the two trial plots, the trees investigated reacted in the same way to extreme climate events (indicator years). In the growing period investigated, differences in the height- as well as in the diameter growth could be observed caused by site, age and provenance.

### Zusammenfassung

Die TU Dresden, Professur für Pflanzen- und Holzchemie führte zusammen mit dem Staatsbetrieb Sachsenforst, Referat Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung von 2005 bis 2007 Untersuchungen zur Stabilität und Leistungsfähigkeit von Fichtenherkünften unter Berücksichtigung des Klimawandels durch. Im Zusammenhang mit diesem Vorhaben erfolgte die retrospektive Erfassung des Zuwachses ausgewählter Fichtenherkünfte auf unterschiedlichen Standorten in Sachsen (Borstdorf) und Thüringen (Schwallungen). Grundlage der Untersuchungen ist ein 1972 angelegter, internationaler Fichten-Provenienzversuch mit bis zu 100 verschiedenen Herkünften aus dem gesamten Verbreitungsgebiet. Die Arbeiten konzentrierten sich auf diejenigen 10 Fichtenherkünfte aus Mittel-, Ost- und Südosteuropa beider Versuchsflächen, die durch die Quantifizierung von wachstumsfördernden und wachstumshemmenden Pflanzenhormonen in ihrer Toleranz gegenüber Trockenstress beschrieben wurden.

Nach einer ertragskundlichen Aufnahme der Versuchsflächen, erfolgte die Erfassung des Zuwachses dieser 10 Herkünfte mit Hilfe von Stammanalysen und Triebängenrückmessungen. Von jeweils ca. 90 Oberhöhenstämmen (9 je Herkunft) wurden Stammscheiben entnommen und der Radialzuwachs im Vergleich zu Niederschlags- und Temperaturdaten dargestellt und statistisch ausgewertet. Es zeigten sich deutliche Bonitätsunterschiede zwischen den Herkünften beider Probeflächen. Die untersuchten Probestämme reagierten auf beiden Versuchsflächen tendenziell gleichartig auf extreme Klimaereignisse (Weiserjahre). Im Untersuchungszeitraum sind sowohl im Höhen- als auch Durchmesserwachstumsverlauf standörtliche, herkunfts- und altersbedingte Unterschiede nachweisbar.

### 1. Einleitung

Die heutigen und zukünftigen klimatischen Veränderungen mit der Tendenz u. a. zu trockeneren Sommern und milderden Wintern, sintflutartigen Niederschlägen und stärkeren Stürmen (z. B. „Kyrill“ 2007 und „Emma“ 2008) werden Konsequenzen für den Anbau der Baumart Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) auf vielen Standorten in Sachsen und Thüringen haben (PROFT *et al.* 2007; ROCH 2007). Entscheidend für den weiteren Anbau der Fichte sind daher Kenntnisse über die zu erwartende Anpassungsfähigkeit der Fichte an die klimabedingte Veränderung der Umweltverhältnisse. Wichtige Hinweise darauf können Untersuchungen in Hinsicht auf die Reaktionsfähigkeit von verschiedenen Herkünften z. B. gegenüber Trockenheit in älteren Herkunftsversuchen liefern. Deshalb erfolgten ergänzend zu dem Forschungsprojekt „Stabilität und Leistungsfähigkeit von Fichtenherkünften unter Berücksichtigung des Klimawandels“, das durch die TU Dresden, Professur für Pflanzen- und Holzchemie, Tharandt, in Zusammenarbeit mit dem Staatsbetrieb Sachsenforst, Referat Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Pirna, die nachfolgend vorgestellten zuwachsanalytischen Untersuchungen. Gegenstand der Untersuchung ist ein in den Jahren 1976 und 1977 angelegter internationaler Fichten-Provenienzversuch mit bis zu 100 verschiedenen Herkünften aus dem Verbreitungsgebiet der Fichte, von dem heute noch 7 Versuchsflächen in Mecklenburg/Vorpommern, Brandenburg, Sachsen und Thüringen existieren. Von 2005 bis 2007 ermittelte das Institut für Pflanzen- und Holzchemie in Tharandt die Gehalte von wachstumsfördernden und

wachstumshemmenden Pflanzenhormonen in den Nadeln von 10 Fichtenherkünften aus Mittel-, Ost- und Südosteuropa der Versuchsflächen Schwallungen (Thüringen) und Borstendorf (Sachsen) mit dem Ziel, die Toleranz dieser Herkünfte gegenüber Trockenstress zu einzuschätzen (FISCHER, KRASSELT 2007). Nach einer ertragskundlichen Aufnahme der Versuchsflächen im Winter 2005/06, erfolgten 2006 im Rahmen von zwei Diplomarbeiten der Thüringer Fachhochschule für Forstwirtschaft in Schwarzbürg Stammanalysen und Triebängenrückmessungen (MÖLLER 2007; WOLFRAM 2007). Dabei war das Zuwachsverhalten der Bäume im Jahr 2003 mit einem extrem heißen und trockenen Sommer von besonderem Interesse. Die wissenschaftliche Veröffentlichung der umfangreichen und komplexen Untersuchungsergebnisse ist in Vorbereitung.

## 2. Material und Methoden

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchungen wurden 10 Herkünften (Tab. 1) der Versuchsflächen „Borstendorf“ und „Schwallungen“ des Internationalen Fichtenprovenienzversuches 1972 (Tab. 2) nach den Kriterien:

- Provenienzen mit unterschiedlichen geographischen Ursprung
- einheimische Provenienz aus unterschiedlicher Höhenlage und
- Provenienzen, die aufgrund bisheriger Untersuchungen entweder erhebliche oder geringe Wechselwirkungen zwischen Herkunft und Standort erkennen lassen,

ausgewählt. Je Herkunft wurden möglichst neun gesunde und unbeschädigte Bäume (je Parzelle drei) der KRAFT-schen Baumklasse 1 (Oberhöhenstamm) ausgewählt und motormanuell gefällt, entastet und jeweils drei Stamm scheiben ( $d_{0,3}$  -,  $d_{0,5}$  - und  $d_{0,9}$ -Scheibe) entnommen. Insgesamt sind 174 (90 und 84) Bäume und deren BHD-Scheiben im Rahmen der Diplomarbeiten ausgewertet worden. Ermittelt wurden für jeden Baum die Messgrößen: Durchmesser und jährlicher Durchmesserzuwachs, Höhe und jährlicher Höhenzuwachs (Triebänge). Die Durchmesserzuwachsermittlungen wurden an der Jahrringmessanlage der TU Dresden in Tharandt unter Einbeziehung von vier Radien (Himmelsrichtungen) ausgeführt. Die herkunftsweise gemittelten Zuwachswerte sind anschließend mit den Klimadaten (Mittelwert für das Jahr bzw. für die Vegetationsperiode April bis September) der entsprechenden Stationen (DWD 2006) verglichen worden. Sowohl diese Ergebnisse als auch die Werte der Vollaufnahme aus dem Jahr 2005/06 (Vollkluppung mit 15 Höhenmessungen je Provenienz, BHK nach PETTERSON) wurden statistisch (SPSS, Mittelwertvergleich mit multivariater Varianzanalyse; Rangkorrelation nach SPEARMAN) ausgewertet. Der Vertrauensbereich für signifikante Zusammenhänge bzw. Unterschiede wurde mit  $p \leq 0,05$  angesetzt. Die Bestimmung der Bonität erfolgte nach der Fichtenertragstafel von WENK *et al.* (1985).

Tab. 1: Untersuchte Fichtenherkünfte der Versuchsflächen Borstendorf und Schwallungen

Zucht- Nr.	Herkunft	Land	Region	Höhenlage ü. NN in m
2269	Wenderosh	Weißrussland	Mogiljow	200
2274	Rycerka	Polen	Beskid Zywiecky	700
2278	Bialowieza	Polen	Puszcza Bialowieska	180
4126	Nementschina	Litauen		120
8000	Tannenwald	Deutschland	Niederlausitz	60
8005	Reinhardtsdorf	Deutschland	Elbsandsteingebirge	230 bis 260
8025	Carlsfeld	Deutschland	Erzgebirge	915 bis 925
8033	Katzhütte	Deutschland	Thüringer Wald	580 bis 600
8040	Tschepelare	Bulgarien	Rhodopen	1 000
8042	Karacichsko-Krylow	Rumänien	Brjansk	250

Tab. 2: Kurzbeschreibung der Versuchsflächen Borstendorf und Schwallungen

	<b>GFIV 46-Borstendorf</b>	<b>GFVI 40-Schwallungen</b>
<b>Anlage</b>		
<b>Breitengrad</b>	50°48' N	50°42' N
<b>Längengrad</b>	13°10' O	10°20' O
<b>Flächengröße</b>	3,3 ha	4,1 ha
<b>Wiederholungen</b>	9*9 Dreisatzgitter, 3 Wdhlg.	10*10 Zweisatzgitter, 4 Wdhlg.
<b>Pflanzen</b>	Aussaat 1972 Pflanzung April 1977 40 Pfl./Parz. (mit 2/3 Pfl.) Verband 2 m x 1,5 m	Aussaat 1972 Pflanzung Mai 1976 30 Pfl./Parz. (mit 2/2 Pfl.) Verband 2 m x 1,5 m
<b>Lage</b>		
<b>Forstbezirk/Forstamt</b>	Marienberg (Sa.)	Schmalkalden
<b>Revier</b>	Borstendorf	Zillbach
<b>Abt.</b>	143 a3	225 a7
<b>Wuchsgebiet</b>	Erzgebirge	Südthüringer Trias-Hügelland
<b>Wuchsbezik</b>	Untere Nordabdachung des mittleren Erzgebirges	Westthüringer Buntsandstein
<b>Höhenlage</b>	375 bis 425 m ü. NN	400 bis 435 m ü. NN
<b>Exposition</b>	leicht geneigter N-NW-Hang	SW-Hang; 25 % Hangneigung
<b>Klima</b>		
<b>Großklima</b>	submontan bis schwach montan	submontan
<b>Klimastufe</b>	Untere Lagen feucht (Uf)	Hügelland (Vf)
<b>Jahresmitteltemperatur</b>	6,9° C (+ 1,6°C)	8,0 °C
<b>Mittl. jährl. Niederschlag</b>	844 mm	650 mm
<b>Mitteltemperatur04-09</b>	13,2° C	13,7°C
<b>Mittl. Niederschlag04-09</b>	465 mm	347 mm
<b>Wetterstation</b>	Großhardtmandsdorf (N 1977 -05) Marienberg (Temp 1992 - 2006)	Meiningen (1991 - 2006)
<b>Boden</b>		
<b>Geologie</b>	Gneis	Mittlerer Buntsandstein
<b>Bodenform</b>	Gneis-Braunerde	Podsolierte Braunerde
<b>Bodenart</b>	Lehmig, grusiger Steinboden	Anlehmiger Sand
<b>Nährkraft</b>	mittel (M+)	ziemlich arm (Z)
<b>Wasserversorgung</b>	mittel (2)	mittel bis trocken (2/3)
<b>Stdof.formengruppe</b>	Uf-TM2	Vf-Z2/3
<b>Geschichte</b>	1996 JW-Pflege, Kalkung 1999 JB-Pflege mit Z-Baum-Auswahl incl. Ästung 6 m (101 Z-Bäume pro ha) 2005/06 Vollaufnahme 9/2006 90 Bäume Stammanalysen	1994 Dickungspflege  2005/06 Vollaufnahme 6/2006 84 Bäume Stammanalysen

### 3. Ergebnisse

#### 3.1. Höhe und Bonität

Es wurden mit jeweils ca. 9 untersuchten Stämmen der KRAFTschen Baumklasse 1 je Herkunft etwa 20 % der Gesamtbauenzahl einer Herkunft beprobt. Aufgrund der kleinen Parzellengrößen und des Alters variiert das Merkmal Höhe dieser neun Bäume relativ stark (Abb. 1). Der mittlere Variationskoeffizient der Höhe über alle Herkünfte

beträgt auf der Versuchsfläche Schwallungen 8 % und auf der Fläche Borstendorf 5 % bei einer mittleren Spannweite der Höhe in Schwallungen von ca. 4 m bzw. in Borstendorf von ca. 3 m.

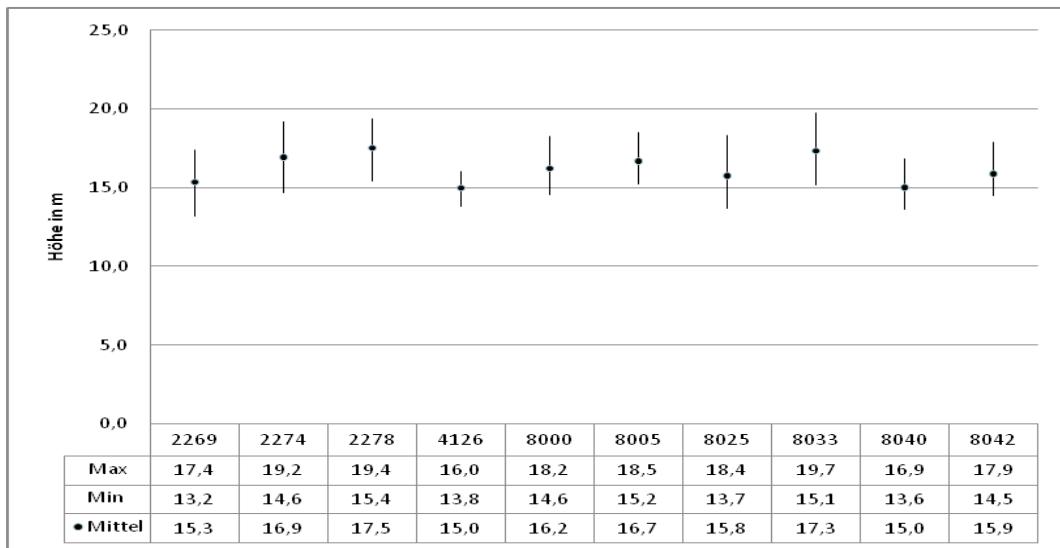


Abb. 1: Mittelwert, Minima und Maxima der neun untersuchten Bäume je Herkunft der Versuchsfläche Schwallungen

Die ermittelten altersabhängigen Oberhöhen (Abb. 2) zeigen herkunftsbedingt deutliche Unterschiede im Niveau zwischen beiden Versuchsflächen. Im Alter von 29 Jahren beträgt die Höhendifferenz jeweils zwischen der besten und schlechtesten Herkunft etwa drei Meter unabhängig vom Standort. Die Höhenentwicklungen der analysierten Bäume liegen über die gesamte Beobachtungszeit herkunftsbedingt gestaffelt, d. h. die Rangfolge hat sich in den 29 Jahren kaum verändert. Gleichzeitig sind die standortsbedingten Unterschiede zwischen den Versuchsflächen Borstendorf und Schwallungen mit einer mittleren Bonität von M 37 bzw. M 34 jeweils über alle Herkünfte deutlich erkennbar.

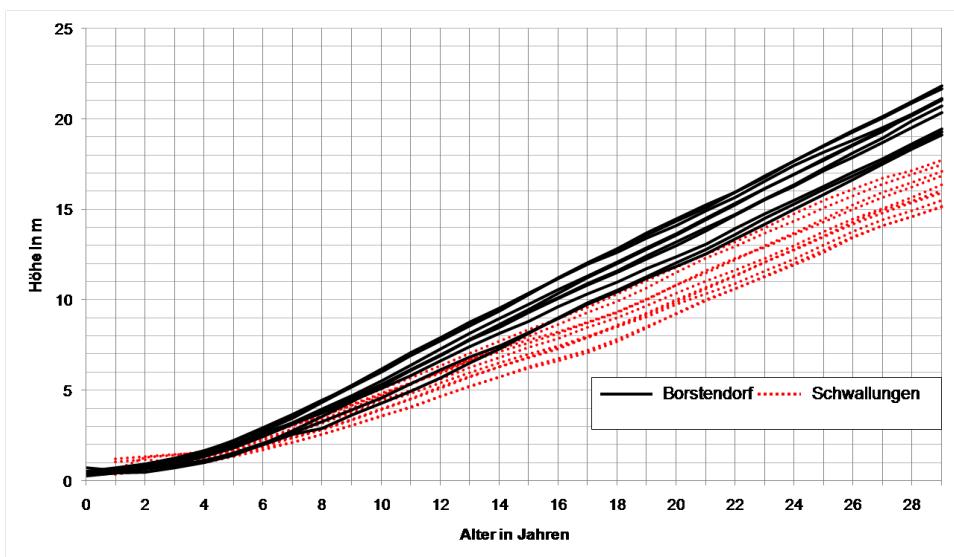


Abb. 2: Höhenentwicklung der Herkünfte auf beiden Probeflächen (jeweils Mittelwert von neun Oberhöhenstämmen je Herkunft)

Die Ergebnisse werden durch die Signifikanztests bezüglich der über Vollkluppung und BHK ausgewerteten mittleren Höhen der zehn untersuchten Herkünfte bestätigt. Die polnischen Herkünfte „Rycerka“ (Zucht-Nr. 2274) und „Bialowieza“ (2278) sind im Rangmittel der Höhen vor der deutschen Herkunft „Reinhardtsdorf“ (8005) (vgl. Tab. 3) platziert. Die Herkünfte „Tschepelare“ (Rhodopen/Bulgarien; 8040) und „Carlsfeld“ (Erzgebirge; 8025) haben auf beiden Standorten die geringste Höhe bzw. Bonität. Im Alter von 29 Jahren betragen sowohl die Höhenunterschiede zwischen den Herkünften als auch zwischen den Standorten jeweils ca. 15 % der ermittelten Oberhöhe.

Tab. 3: Rangfolge der Herkünfte bezüglich Höhe (oben) und BHD (unten) auf beiden Probeflächen (Herkünfte mit grünem Hintergrund sind signifikant schlechter als Herkünfte mit gelbem Hintergrund)

VG	Rang		Rang	
	Borstendorf		Schwallungen	
	hg	ho	hg	ho
2269	2	5	5	8
2274	1	1	3	3
2278	2	4	2	1
4126	7	9	9	10
8000	9	6	4	5
8005	5	2	1	4
8025	7	8	8	7
8033	5	3	7	2
8040	10	10	9	9
8042	4	7	6	6

VG	Rang		Rang	
	Borstendorf		Schwallungen	
	dg	do	dg	do
2269	7	5	7	8
2274	2	4	1	1
2278	6	8	5	5
4126	10	9	10	10
8000	4	3	3	7
8005	1	1	2	4
8025	3	6	4	3
8033	5	2	6	2
8040	8	7	8	6
8042	9	10	8	9

### 3.2. Trieblängen

Die Trieblängen bzw. der jährliche Höhenzuwachs in Abhängigkeit von der Zeit (Abb. 3) verdeutlichen die getroffenen Aussagen zu den standorts- und herkunftsbedingten Unterschieden. Die untersuchten Herkünfte zeigen allerdings auf dem schlechteren Fichten-Standort (S Schwallungen) größere Differenzierungen zwischen den Jahren (Abb. 4 bzw. noch deutlicher erkennbar in den Abb. 5 und 6). Während die Herkünfte auf dem Borstendorfer Standort ab einem Alter von ca. 10 Jahren zwischen 70 und 90 cm Höhenzuwachs leisten bzw. bis zu  $\pm 15\%$  um das Jahresmittel der Trieblängen aller Herkünfte schwanken, liegen die Höhenzuwachswerte der Schwallungen Bäume in Abhängigkeit vom jeweiligen Jahr zwischen 40 und 80 cm und streuen um den Jahresmittelwert der Trieblängen (bzw. Höhenzuwachs) aller Herkünfte um mehr als  $\pm 20\%$ . Über das gesamte Alter haben die Herkünfte 8025, 8040 und 4126 auf beiden Probeflächen einen signifikant geringeren Höhenzuwachs als die Herkünfte 2274 und 8033 (Tab. 4). Vor allem in den ersten 20 Lebensjahren zeigen die beste(n) und schlechteste(n) Herkünfte gegensätzliche Tendenzen. Anhand der Abb. 5 ist ein an der 100 % - Linie (Mittelwert aller Herkünfte je Jahr) gespiegeltes Verhalten der Herkünfte des 1. und 10. Rangs (ähnlich auch Rang 2/9 bzw. 3/8) erkennbar.

Extreme Minima sind für die Trieblängen-Daten der Versuchsfläche Schwallungen in den Jahren 1992 und 2004 und Maxima in den Jahren 1996, 1999 und 2001 zu verzeichnen. Extrema des Höhenzuwachses auf der Versuchsfläche Borstendorf sind in den Jahren 1991, 1995, 1997, 2003/04 (Minima) sowie 1988, 1993, 2000 und 2005 (Maxima) erkennbar, allerdings weniger deutlich als auf der Fläche in Schwallungen. Durchgeführte Korrelationsrechnungen der normierten Werte ergaben keine eindeutig interpretierbaren Ergebnisse zwischen Höhenzuwachs und Witterung. Minima sind häufig mit der Kombination aus erhöhter Temperatur und reduziertem Niederschlag in der Vegetationszeit zu erklären (1991, 1997, 1999, 2003). Interessant ist die Feststellung, dass die Minima des Höhenzuwachses bei den Bäumen der Versuchsfläche Borstendorf direkt in den Trockenjahren (1982, 1991, 2003) auftre-

ten, während bei den Bäumen in Schwallungen der Höhenzuwachs erst im Folgejahr (1992, 1998, 2004) ein Minimum zu verzeichnen hat.

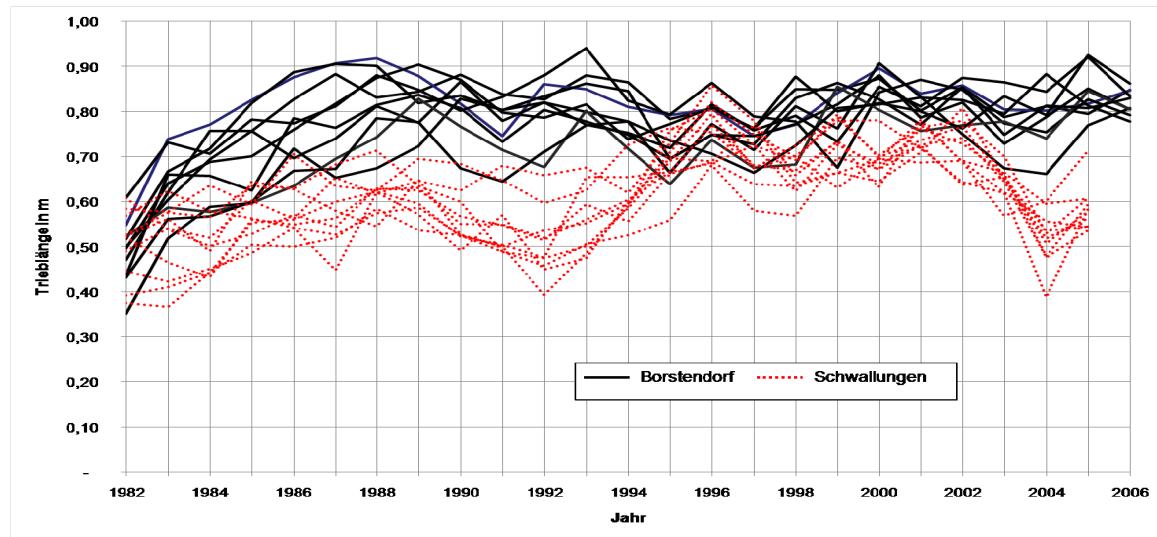


Abb. 3: Trieb längen aller Herkünfte beider Versuchsflächen (jeweils Mittelwert von neun Oberhöhenstämmen je Herkunft)

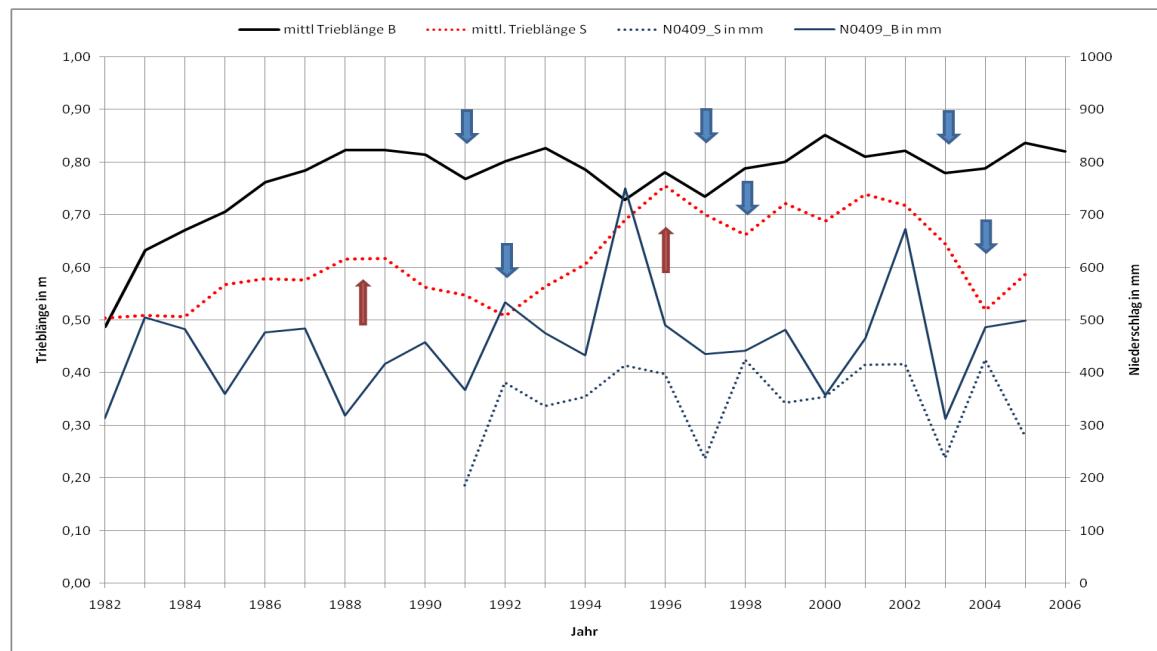


Abb. 4: Mittelwert Trieb längen der zehn Herkünfte der Versuchsflächen Borstendorf und Schwallungen im Vergleich mit den mittleren Niederschlagswerten der Vegetationszeit (Station Meiningen und Großhardt-mannsdorf; DWD 2006)

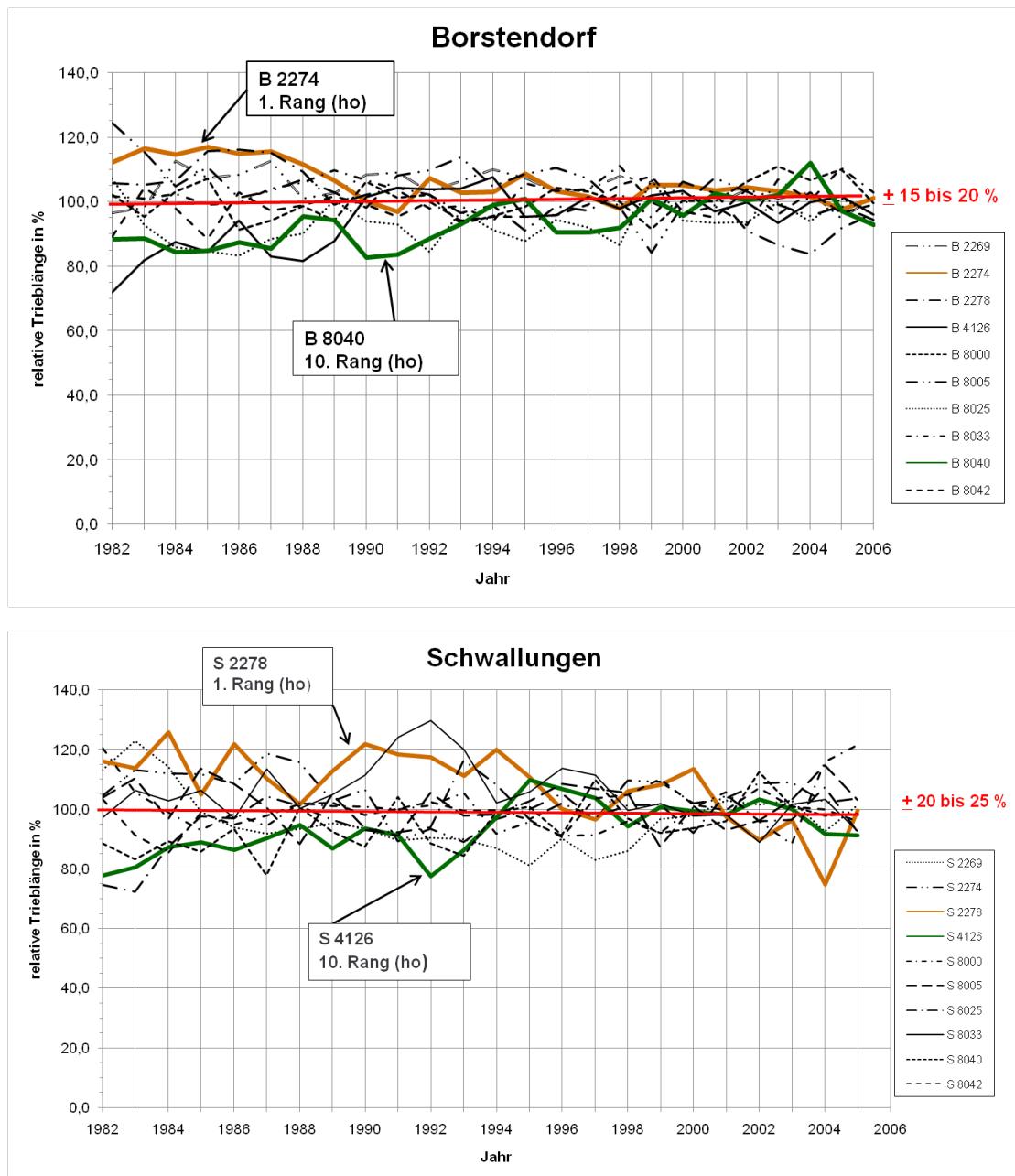


Abb. 5: Relative Trieblängenwerte (in %) bezogen auf das Jahresmittel aller Herkünfte der Versuchsflächen Borsendorf (oben) und Schwallungen (unten)

Die Reaktionen ausgewählter Herkünfte bezüglich des Verlaufs des Höhen- und Radialzuwachses in und nach dem extremen Trockenjahr 2003 waren von besonderem Interesse. Im Jahr 2003 wurden in den Untersuchungsgebieten bezogen auf das langjährige Mittel in der Vegetationszeit eine über 10 % höhere Temperatur bei über 30 % weniger Niederschlag registriert (DWD 2006). Auf diese „Sommertrockenheit“ reagierten die Bäume der Versuchsfläche Schwallungen im Mittel aller Herkünfte mit einer Reduktion der Trieblänge von 72 cm (im Jahr 2002) auf 64 cm (2003) und 52 cm (2004). Das sind 20 cm Unterschied innerhalb von 2 Jahren, während auf der Fläche Borstendorf die mittlere Trieblänge aller Herkünfte mit 82 cm (im Jahr 2002), 78 cm (2003) und 79 cm (2004) gemessen wurden (also nur 3 bzw. 4 cm Differenz). Die Reaktion einzelner Herkünfte ist dabei jedoch sehr unterschiedlich (Abb. 6).

Tab. 4: Ergebnisse des Signifikanztests – Triebängen beider Versuchsflächen

<b>Borstendorf</b>			
<b>Jahr</b>	<b>Herkunft</b>	<b>sign. &lt;</b>	<b>als Herkunft</b>
alle	<b>8025, 8040, 4126</b>		8033, 8005, 2269, 2274
1982	4126		8005
1984	8040		2274
1985	4126, 8025, 8040, 8042		2278, 2274
1986	8025		2274, 2278
1987	4126, 8040, 8025		2269, 2278, 2274
1988	4126		8033, 8005, 2278, 2274

<b>Schwallungen</b>			
<b>Jahr</b>	<b>Herkunft</b>	<b>sign. &lt;</b>	<b>als Herkunft</b>
alle	<b>4126, 8040, 2269, 8025</b>		2274, 8033, 2278
	8042, 8000, 8005		2278

Auf dem trockeneren Standort in Schwallungen schwankt die Differenz des Höhenzuwachses im Jahr 2004 zum durchschnittlichen Höhenzuwachs der einzelnen Herkünfte zwischen 2 und 40 % (Tab. 5). Die Bäume der Herkunft „Tannenwald“ (8000) reagieren z. B. auf beiden Standorten weniger stark auf den Trockenstress und „erholen“ sich relativ schnell. Dagegen fällt der Höhenzuwachs der Bäume der Herkunft „Bialowieza“ (2278) auf beiden Standorten im Jahr 2003/04 (eigentlich schon ab dem Jahr 2000) extrem stark ab und steigt dann im Jahr 2005 besonders steil wieder an. Während die Bäume aller Herkünfte auf dem trockeneren Standort in Schwallungen erst im Jahr 2005 einen Anstieg im Höhenzuwachs zu verzeichnen haben, setzt dieser Anstieg auf dem besseren Fichtenstandort in Borstendorf für die Herkünfte „Wenderosh“ (2269), „Nementschina“ (4126), „Tschepelare“ (8040) und „Karacichsko-Krylow“ (8042) bereits im Jahr 2004 ein.

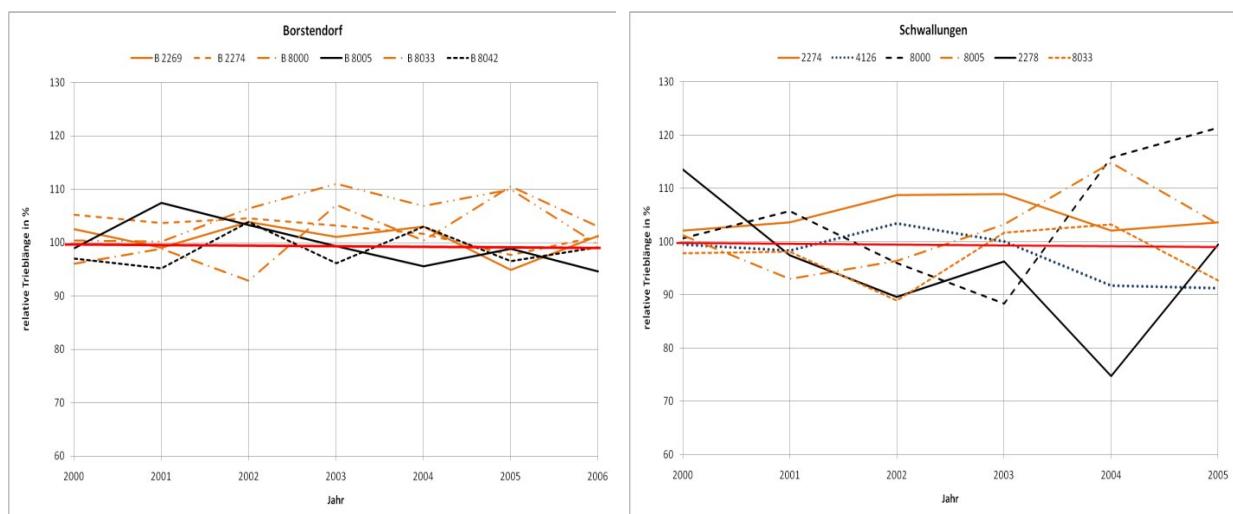


Abb. 6: Relative Trieblänge (in %) bezogen auf das Jahresmittel aller Herkünfte der Versuchsfläche Borstendorf von 2000 bis 2006 (links) und der Versuchsfläche Schwallungen von 2000 bis 2005 (rechts)

Tab. 5: Relative Trieblänge bezogen auf die durchschnittliche jährliche Trieblänge der einzelnen Herkünfte beider Versuchsflächen (B Borstendorf oben; S Schwallungen unten)

<b>Borstendorf</b>										
Jahr	B 2269	B 2274	B 2278	B 4126	B 8000	B 8005	B 8025	B 8033	B 8040	B 8042
2000	109	110	117	120	111	105	112	104	114	109
2001	100	103	107	107	105	109	106	102	116	102
2002	106	106	97	112	113	106	108	97	115	113
2003	98	99	87	99	112	97	109	106	111	99
2004	101	99	85	107	109	94	104	101	123	108
2005	99	100	99	116	119	103	118	118	113	107
2006	106	104	104	109	108	99	113	110	108	110

<b>Schwällungen</b>										
Jahr	S 2269	S 2274	S 2278	S 4126	S 8000	S 8005	S 8025	S 8033	S 8040	S 8042
2000	115	110	119	119	113	112	106	105	111	115
2001	130	120	110	126	128	111	131	113	122	121
2002	124	122	98	129	113	111	116	99	139	126
2003	113	109	94	112	93	107	104	102	112	107
2004	82	83	59	83	98	96	94	83	87	85
2005	101	95	89	93	117	98	91	85	100	92

### 3.3. Durchmesser und Radialzuwachs

Tendenziell sind die Aussagen zum Durchmesser der Herkünfte bezüglich der standortsbedingten Unterschiede vergleichbar mit denen zur Höhe. Im Mittel aller Herkünfte haben die untersuchten Stämme der Versuchsfläche Borstendorf ein um 25 % (4,6 cm nach 29 Jahren) höheren Durchmesser als die in Schwällungen untersuchten Bäume. Die herkunftsbedingten Unterschiede sind nicht wie bei den Höhenwerten prozentual gleich, sondern sind auf dem guten Standort in Schwällungen mit 30 % doppelt so hoch wie in Borstendorf (16 %). Die auf dem besseren Standort (Borstendorf) geringere herkunftsbedingte Differenzierung des jährlichen Radialzuwachses ist in Abb. 7 zu erkennen. Selbst wenn berücksichtigt wird, dass die in Schwällungen auftretenden Stammschäden durch Schäle das Ergebnis beeinflusst haben, zeigt sich eine höhere herkunftsbedingte Variation des Merkmals „Jährlicher Radialzuwachs“. Die extremen Radialzuwachswerte (Weiserjahre vgl. Abb. 11) stimmen bei beiden Versuchen weitgehend überein (Minima: 19982, 1991, 1994, 2003 und Maxima: 1985, 1997, 1999). Tendenziell treten auch bezüglich des Radialzuwachses die Minima in trockenen, warmen Sommern auf. Durchgeführte Korrelationsrechnungen liefern keine eindeutigen Zusammenhänge. Varianzanalytische Auswertungen zeigten über das gesamte Alter betrachtet einen signifikant geringeren Radialzuwachs der Herkünfte 8042 und 4126 gegenüber den Herkünften 2274 und 8033 (Tab. 6).

Tab. 6: Ergebnisse des Signifikanztests – Radialzuwachs beider Versuchsflächen

<b>Borstendorf</b>			
Jahr	Herkunft	sign. <	als Herkunft
alle	8042		2269, 2274, 8000, 8005, 8033, 8040, 8042
	2278, 4126, 8042		2274, 8000, 8005, 8033
1983	4126		8005, 8025
	2269, 4126, 8000, 8042		2274
1984	4126		2274, 8005, 8033
1991	8025, 8042		4126
1992	2278		4126
1993	2274, 2278, 8025		4126
2001	4126		8000, 8005
2002	4126		8005

<b>Schwällungen</b>			
Jahr	Herkunft	sign. <	als Herkunft
alle	2269, 4126, 8000, 8042		2274, 8025, 8033
1983	4126		8005
1998	8005		2274
2000	2278, 4126, 8000, 8005, 8033		2274
2003	8000		8033

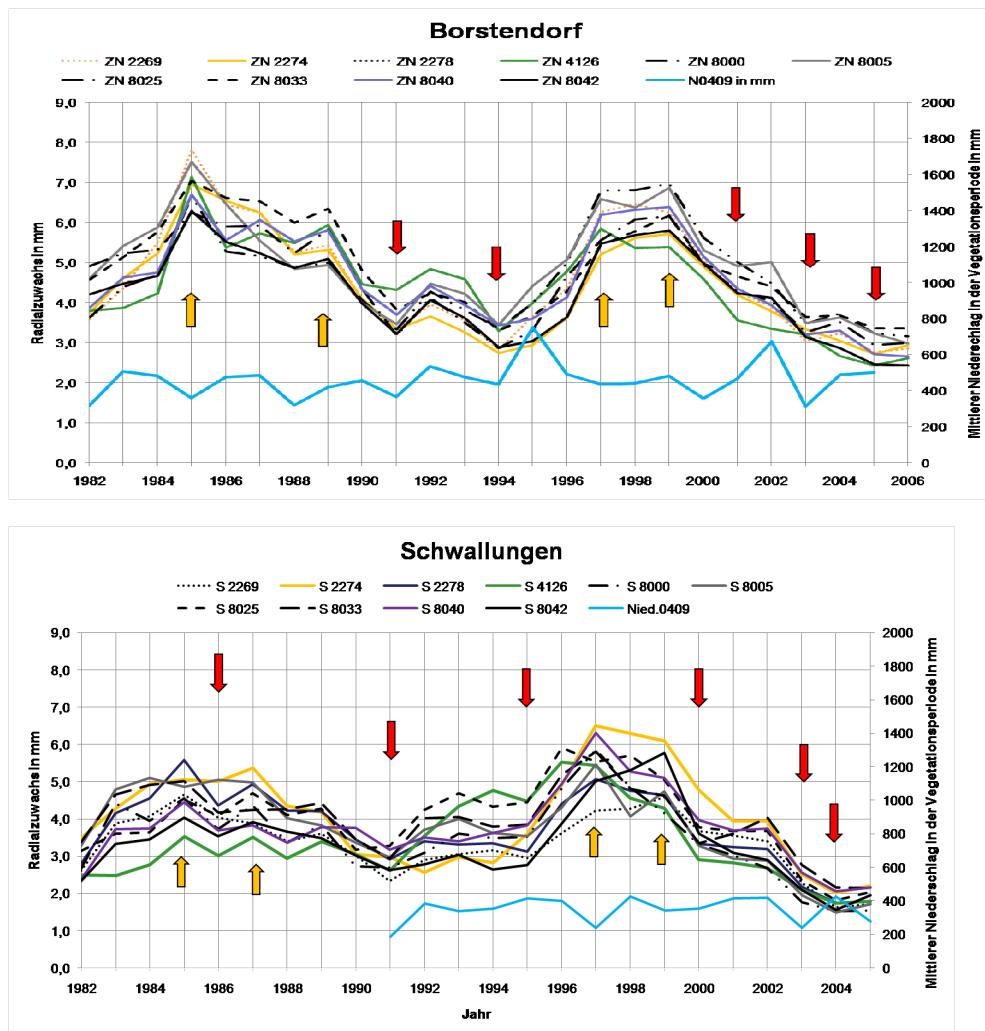


Abb. 7: Gemittelter Radialzuwachs der neun Probetäume aller untersuchten Herkünfte der Versuchsflächen Borstendorf (oben) und Schwällungen (unten) im Vergleich mit dem Niederschlag in der Vegetationszeit (DWD 2006)

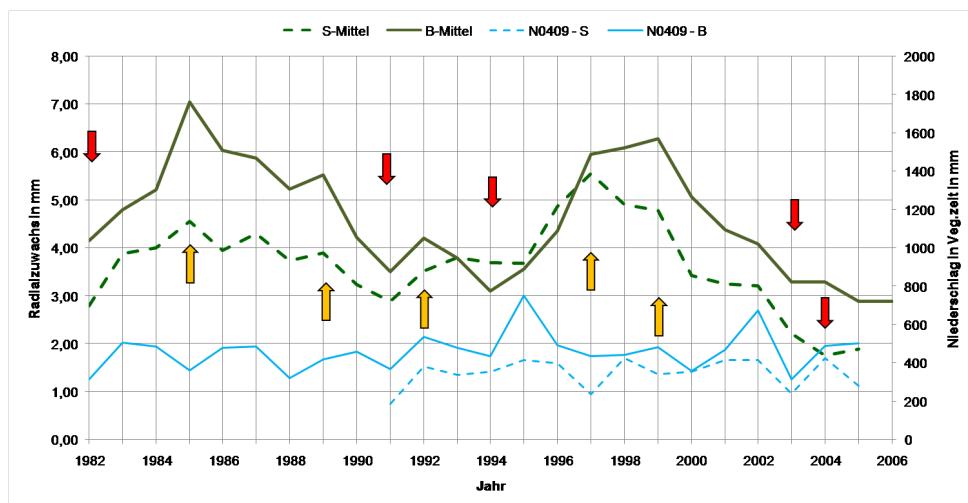


Abb. 8: Mittelwert Radialzuwachs aller Herkünfte der Versuchsflächen Borstendorf und Schwällungen (Niederschlag in der Vegetationszeit, Station GHD und Meiningen, DWD 2006)

Der Vergleich des relativen Radialzuwachses bezogen auf den Jahresmittelwert aller zehn Herkünfte (Abb. 9) der Herkünfte „Rycerka“ (2274, Rang 1/4) und „Nementschina“ (4126, Rang 10/9) zeigt auf beiden Standorten eine gepläufige Entwicklung, besonders deutlich auf der Fläche Schwällungen. Das kann auch für die Herkünfte

8033/8042 (Rang 2 und 9) und 8025/2269 (Rang 3 und 8) in Schwallungen beobachtet werden. Dieses „gespiegelte Verhalten“ der Herkünfte ist beim Radialzuwachs noch deutlicher als beim Höhenzuwachs.

Während im Jahr 2002 der mittlere Radialzuwachs aller Herkünfte in Borstendorf noch 4,1 mm und Schwallungen 3,3 mm betrug, konnten im Jahr 2003 für die Oberhöhenstämme in Borstendorf im Mittel nur 3,3 mm und Schwallungen 2,3 mm registriert werden (vgl. Abb. 8). Der mittlere Radialzuwachs aller Herkünfte in Borstendorf lag im Jahr 2004 bei 3,3 mm und im Jahr 2005 und 2006 bei 2,9 mm. Für Schwallungen wurde vergleichsweise im Jahr 2004 ein mittlerer Radialzuwachswert aller Herkünfte von 1,8 mm und im Jahr 2005 von 1,9 mm berechnet. Bezo- gen auf den durchschnittlichen Radialzuwachs aller Herkünfte von 1982 bis 2005/06 (Altersdurchschnittszuwachs) sind dies für Borstendorf jeweils 70 % in den Jahren 2003 und 2004, aber in Schwallungen nur 60 % im Jahr 2003 und sogar nur 50 % im Jahr 2004. Bei den Herkünften in Borstendorf ist die größte Zuwachsdifferenz im Jahr 2005 mit 45 % („Nementschina“, 4126) zu verzeichnen (vgl. Tab. 7). Interessant ist das unterschiedliche Verhalten der Herkünfte auf beiden Standorten in der Periode 2003 bis 2006 (Abb. 10). Während bei den meisten Herkünften in Schwallungen der Radialzuwachs 2003 und 2004 fällt und im Jahr 2005 wieder ansteigt, ist die Tendenz in Bors- tendorf anders. Dort verringert sich der Radialzuwachs im Jahr 2003, steigt im Jahr 2004 an, fällt im Jahr 2005 wie- der und nimmt im Jahr 2006 wieder zu.

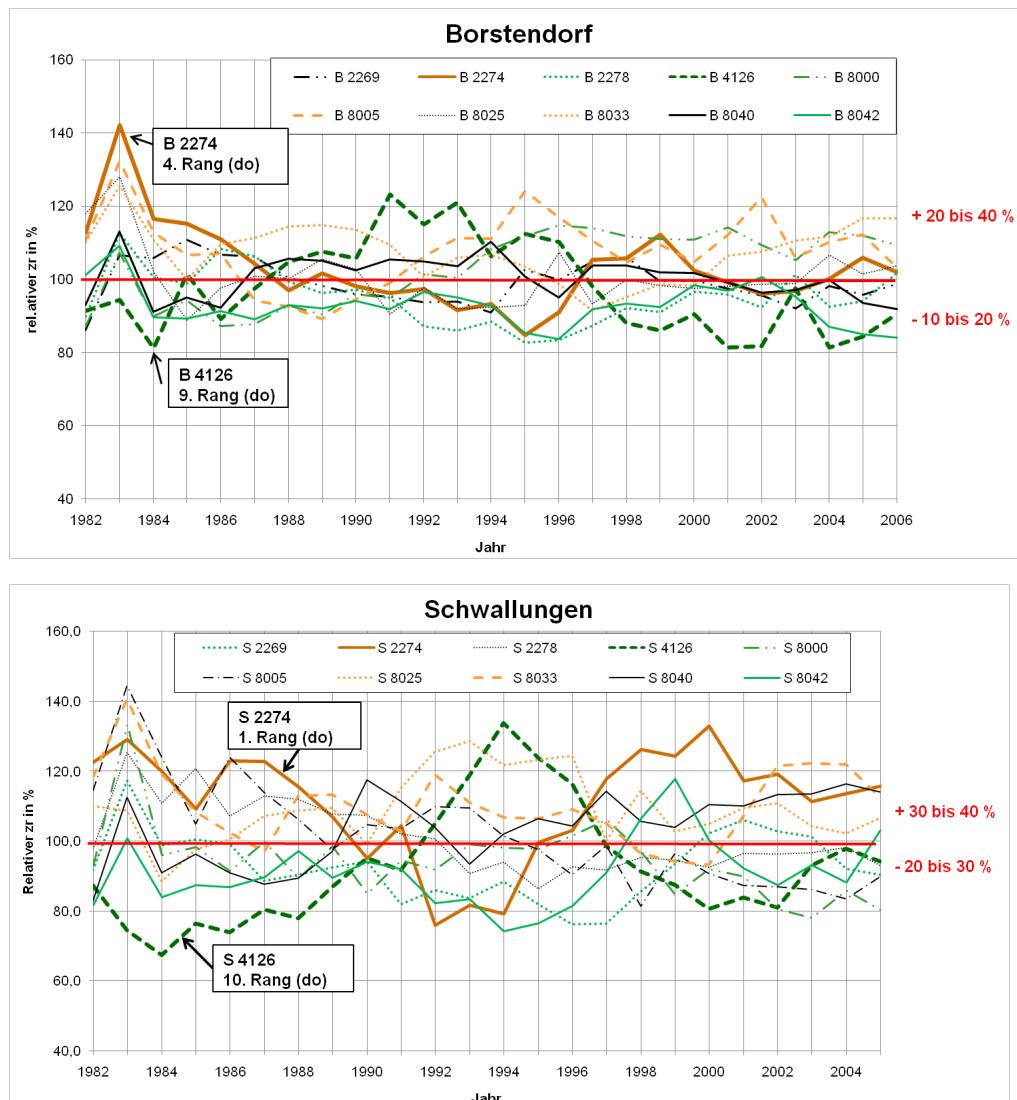


Abb. 9: Relativer Radialzuwachs der Probäume der Versuchsflächen Borstendorf (oben) und Schwallungen (unten) bezogen auf das Jahresmittel aller Herkünfte

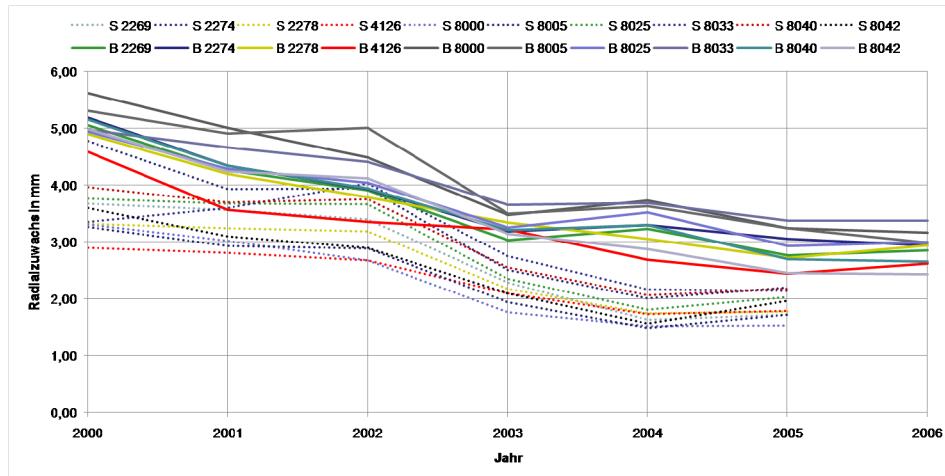


Abb. 10: Radialzuwachs der Probetäume der Herkünfte der Versuchsflächen Borstendorf und Schwallungen in den Jahren 2000 bis 2005/06

Tab. 7: Relativer Radialzuwachs je Herkunft der Versuchsflächen Borstendorf (oben) und Schwallungen (unten) in Prozent (%) bezogen auf den durchschnittlichen jährlichen Radialzuwachs von 1982 bis 2005/06

Borstendorf										
	B 2269	B 2274	B 2278	B 4126	B 8000	B 8005	B 8025	B 8033	B 8040	B 8042
2000	110	109	112	103	120	108	108	102	112	117
2001	93	91	96	80	107	100	94	96	95	100
2002	85	83	87	75	96	102	88	90	86	97
2003	66	67	77	72	74	71	71	75	70	74
2004	71	69	70	60	80	74	77	76	72	68
2005	60	64	62	55	69	66	64	69	59	58
2006	62	62	67	59	68	61	65	69	58	57

Schwallungen										
	S 2269	S 2274	S 2278	S 4126	S 8000	S 8005	S 8025	S 8033	S 8040	S 8042
2000	110	117	90	86	95	87	94	84	106	108
2001	106	97	88	84	87	78	92	90	98	93
2002	101	97	86	80	77	77	92	101	100	87
2003	68	62	59	62	51	52	59	69	68	63
2004	49	49	47	52	44	40	45	54	55	47
2005	51	54	48	53	44	46	51	54	58	59

#### 4. Diskussion

In den letzten Jahren hat es im Rahmen der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde einige Vorträge zu Fragen von Einflussfaktoren auf den Radialzuwachs verschiedener Baumarten gegeben (u. a. KÜNSTLE 1994, YOUNG-IN PARK 1997, RÖHLE/GEROLD/NEUMANN 1998, KAHLE 2005, GEROLD 2006). Zunehmend mehrnen sich dabei die Untersuchungen zur Frage des Zusammenhangs von Klimaänderungen und Wachstumsreaktionen. Insbesondere die Trockenperiode im Jahr 2003 steht im Mittelpunkt zuwachsanalytischer Auswertungen (z. B. MEIER *et al.* 2008, KLEMMLT 2009). Bei den vorliegenden Untersuchungen wird die Reaktion ausgewählter Fichtenherkünfte eines internationalen Provenienzversuches auf Trockenstress an zwei Standorten nicht nur anhand des Radial- sondern auch anhand des Höhenzuwachses (Trieb längen) betrachtet. Die im Rahmen von zwei Diplomarbeiten vorgenommenen Liegendifferenzmessungen an jeweils neun Oberhöhenstämmen der ausgewählten zehn Herkünfte, ist mit einem Stichprobenumfang von 20 % der Gesamtbaumzahl je Herkunft sehr hoch. Aufgrund der geringen Stammdiffenz je Herkunft bei Provenienzversuchen (hier im Alter von 29 Jahren in Summe aller Wiederholungen ca. 45 Stück je Herkunft) traten bei der Auswahl ungeschädigter Bäume der KRAFTschen Baumklasse 1 dennoch Schwierigkeiten auf. Die Varianz des Merkmals „Oberhöhe“ ist mit einem Variationskoeffizienten von fünf bzw. acht Prozent nach Ansicht der Autoren relativ hoch.

Die festgestellten standörtlichen und herkunftsbedingten Unterschiede im Höhenwachstum sind mit jeweils ca. 15 % (bezogen auf die Oberhöhe im Alter von 29 Jahren) statistisch gesichert. Die polnischen Herkünfte (2274, 2278) sowie die Herkunft aus dem Thüringer Wald (8033) und dem Elbsandsteingebirge (8005) sind im Höhenwachstum den Herkünften aus Litauen (4126), Bulgarien (8040) und dem Erzgebirge (8025) sowie im Durchmesserverwachstum der litauischen und rumänischen Herkunft (4126, 8042) signifikant überlegen.

Sowohl im Höhen- als auch Radialzuwachs treten relativ einheitlich bei allen Herkünften deutliche Maxima und Minima (Weiserjahre) auf. Standortbedingt sind die Extrema unterschiedlich in der Höhe ihres „Ausschlages“. Auf dem in Hinsicht auf die Wasser- und Nährstoffversorgung schlechteren Standort in Schwallungen sind die Abweichungen vom mittleren Höhen- bzw. Radialzuwachs aller Herkünfte eines Jahres etwa 10 % höher als bei Bäumen auf dem besseren Standort in Borstendorf. Korrelationsrechnungen zwischen Witterungs- und Zuwachsdaten brachten keine interpretierbaren Ergebnisse. Dennoch sind Minima im Höhen- und Radialzuwachs häufig auf trockene und warme Sommer zurückzuführen. In Schwallungen ist der Höhenwachstumsgang der Herkünfte im Jahresverlauf vermutlich eher abgeschlossen als in Borstendorf, so dass die Reaktion auf Sommertrockenheit infolge Wurzel- und Kronenschäden erst im Folgejahr (1992, 1998, 2004) eintritt. Beim Radialzuwachs ist dies nicht so eindeutig feststellbar. Allerdings zeigt sich in der Periode 2003 bis 2006 ein sehr unterschiedliches Verhalten der Herkünfte im Radialzuwachs in Abhängigkeit vom Standort. Das Wuchsverhalten einzelner Herkünfte variiert nicht nur standorts- sondern auch altersbedingt und entspricht damit Aussagen von RÖHLE u. a. (1998) zum stärkeren Witterungseinfluss in jüngerem Alter der Untersuchungsbäume. Im Höhenzuwachs sind zwischen „bester“ und „schlechtester“ Herkunft (bezogen auf den Rang) die Unterschiede vor allem in den ersten 20 Jahren erkennbar. Danach gleichen sich die Werte an und verlaufen zu einer gedachten Mittellinie aller Herkünfte gespiegelt. Noch deutlicher sichtbar wird diese Aussage beim Betrachten der „gespiegelten“ Radialzuwachskurven der polnischen Herkunft (2274, 1. Rang) und der litauischen Herkunft (4126, 10. Rang). Die im Rang schlechteren Herkünfte haben auf beiden Standorten einen anderen Höhen- und Radialzuwachsverlauf als die Herkünfte mit besseren Rängen. Vor allem in den 1990iger Jahren (Alter 15 bis 25 Jahre) sind deren Zuwächse höher als die der Herkünfte mit einem besseren Rang. Zur Absicherung dieser Aussagen sind vergleichbare Untersuchungen (Stammanalysen) in den anderen Provenienzversuchen dieser Versuchsreihe durchzuführen. Die Übertragung des methodischen Untersuchungsansatzes auf die anderen Probeflächen dieses Fichten-Provenienzversuches und die Erweiterung der Untersuchungen auf alle Herkünfte stellt ein großes Arbeits- und Erkenntnispotential dar. Eine komplexe Auswertung des bisher erhobenen umfangreichen und langjährigen Datenmaterials (Wachstum, Austrieb, Triebabschluss) ist unter Einbeziehung der Untersuchungsergebnisse von FISCHER und KRASSELT (2007) in Arbeit. Außerdem bietet sich ein Vergleich der Ergebnisse mit den Erkenntnissen der SO<sub>2</sub>-Resistenz- und Immissionsforschung an, da bei der Baumart Fichte ein unmittelbarer Zusammenhang zwischen SO<sub>2</sub>-Resistenz und Trockenstressresistenz festgestellt werden konnte (KLEIN 1981, TZSCHACKSCH 2007). Angedacht ist eine vertiefende statistische Auswertung nach BECK (2001, 2009). Langfristig überlegenswert ist die Beobachtung und Analyse des intraannuellen Wachstumsverhaltens von Provenienzversuchen mit modernen Zuwachsfeinmessungen und entsprechenden standörtlichen Detaildaten (z. B. täglicher Witterungsverlauf, Bodenwasserverfügbarkeit, physiologischen Baumparametern etc.).

## Literaturverzeichnis

- BECK, W. „Waldwachstum unter anhaltendem Fremdstoffeintrag – Ergebnisse aus waldwachstumskundlichen und dendroökologischen Untersuchungen“. Beiträge für die Forstwirtschaft und Landschaftsökologie Berlin 35 (2001)4 S. 192 bis 201
- FISCHER, K.; KRASSELT, K. „Beschreibung der Trockenstresstoleranz von ausgewählten Fichten-Herkünften durch die Quantifizierung von wachstumsfördernden und wachstumshemmenden Phytohormonen“ unveröffentlichter Abschlussbericht FuE-Vorhaben „Stabilität und Leistungsfähigkeit von Fichten-Herkünften unter Berücksichtigung des Klimawandels“. Tharandt/Dresden 2007, 29 S.
- GEROLD, Do. „Reaktion des Radialzuwachses der Fichte auf Freistellung“. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde, Tagungsband Staufen 2006, S. 26 bis 31
- KAHLE, H.-P. „Zur Elastizität des Radialzuwachses in Abhängigkeit von Baumart, Baumalter und Standort“. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde, Tagungsband Freising, 2005, S. 22 bis 32
- KLEIN, B. „Trockenresistenz und Immissionshärte der Fichte“. Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München, 1981.
- KLEMMLT, H.-J. „Auswirkungen von Trockenjahren auf das Wachstum von Mischbeständen“ AFZ-Der Wald, 9/2009 S. 461 bis 464
- KÜNSTLE, E. „Beginn, Verlauf und Ende des Dickenwachstums von Solitär-Fichten auf dem Schauinsland bei Freiburg in den Jahren 1989 bis 1993. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde, Tagungsband Bamberg 1994, S. 174 bis 194

- MEIER, A. G. M. et al. „Genetic control of the tree-ring response of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) to the 2003 drought and heat-wave in France“. Ann. For. Sci. 65(2008) 102 S. 1 bis 8
- PROFFT, I.; SEILER, M. „Die Fichte im Spiegel des Klimawandels“. Schriftenreihe der Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei, Gotha, 28/2007, S. 68 bis 79
- ROCH, T. „Waldgesellschaften verändern sich mit“. Waldzustandsbericht 2007 – Wald und Klimawandel, Sächsisches Staatsministerium für Umwelt und Landwirtschaft, Dresden, 2007, S. 14 bis 17
- RÖHLE, H.; GEROLD, D.; NEUMANN, U. „Zum Wachstum der Fichte im Immissionsschadgebiet Erzgebirge“. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde, Tagungsband Kevelaer, 1998, S. 218 bis 236
- TZSCHACKSCH, O. „Fichten-Standortrassen mit hoher Trockenresistenz“. AFZ-Der Wald, 17/2007 S. 928 bis 931
- WENK, G.; RÖMISCH, K.; GEROLD, D. „DDR-Fichtenertragstafel 1984“. TU Dresden, Sektion Forstwissenschaften, Tharandt, 1985.
- YOUNG-IN PARK „Umwelteinflüsse auf das Dickenwachstum von Fichten und deren Reaktionen auf sich ändernde Umweltfaktoren auf zellulärer Ebene“ Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde, Tagungsband Grünberg, 1997, S. 229 bis 236

## Die Kreisflächendichte als distanz-abhängiges Konkurrenzmaß

Thomas Ledermann

Institut für Waldwachstum und Waldbau, Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft (BFW), 1131 Wien, Seckendorff-Gudent-Weg 8

### Einleitung

Einzelbaumwachstumsmodelle wie zum Beispiel PROGNOSIS/FVS (STAGE 1973, WYKOFF et al. 1982), CACTOS (WENSEL und DAUGHERTY 1985), MOSES (HASENAUER et al. 2006), BWIN (NAGEL 1999), MELA (HYNNEN et al. 2002), SILVA (PRETZSCH et al. 2002) oder PROGNAUS (STERBA et al. 1995, LEDERMANN 2006) verwenden in ihren Zuwachsfunktionen entweder distanz-abhängige oder distanz-unabhängige Konkurrenzmaße. Distanz-unabhängige Konkurrenzindizes werden üblicherweise als Mittelwert über einen ganzen Bestand berechnet, während distanz-abhängige Konkurrenzindizes die Konkurrenzsituation in der unmittelbaren Nachbarschaft eines Baumes beschreiben sollen (TOMÉ und BURKHART 1989, STAGE und WYKOFF 1998, LAPPI 2005). Welche dieser beiden Gruppen hinsichtlich der Erklärung der Zuwachsvarianz besser abschneidet, war schon öfters Gegenstand von Untersuchungen (z.B. BIGING und DOBBERTIN 1995, WINDHAGER 1999, Filipescu und COMEAU 2007).

### Problemstellung

Unabhängig von allfälligen Evaluierungsergebnissen gibt es noch andere Rahmenbedingungen, die bei der Entwicklung eines Einzelbaumwachstumsmodells die Entscheidung, einen bestimmten Konkurrenzindex (CI) zu verwenden, beeinflussen. Als eines der wesentlichsten Kriterien ist in diesem Zusammenhang die Datenverfügbarkeit – sowohl für die Parametrisierung als auch für die Anwendung – zu nennen. Zum Beispiel sollten für ein regional oder überregional anwendbares Einzelbaumwachstumsmodell die Daten zur Modellparametrisierung möglichst repräsentativ für dieses Gebiet sein. Klassische Inventurdaten entsprechen zwar dieser Anforderung, geben aber meist keine Informationen über die Baumpositionen bzw. über die Abstände zwischen benachbarten Bäumen. Die Verwendung eines klassischen distanz-abhängigen CI ist daher aufgrund der fehlenden räumlichen Information nicht möglich. Einzelbaumdaten, die auch Baumpositionen einschließen und die daher die Verwendung eines distanz-abhängigen CI erlauben, stammen meist aus dem forstlichen Versuchswesen. Solche Dauerversuchsflächen sind jedoch selten gleichmäßig über das ganze Gebiet verteilt, für welches ein Wachstumsmodell parametrisiert werden soll. Zudem wurden diese Flächen meist in Beständen besserer Bonität angelegt, um rascher zu Versuchsergebnissen zu gelangen. Die Daten dieser Flächen sind daher selten repräsentativ für ein größeres Anwendungsgebiet.

Als distanz-unabhängige Konkurrenzindizes werden meist Bestandesdichtemaße verwendet (z.B. Stammzahl/ha, Grundfläche/ha, Crown Competition Factor (CCF) nach KRAJICEK et al. 1961). Diese Größen lassen sich auch aus Inventurdaten einfach berechnen, da sie meist nur den BHD als Eingangsgröße verwenden. Berechnet man einen solchen CI individuell für jede Probefläche des Inventurdatensatzes, so ist dieser CI aufgrund der Kleinheit der Probeflächen nicht mehr völlig distanz-unabhängig, da für die Berechnung nur Bäume verwendet werden, die im Bestand in unmittelbarer Nachbarschaft zueinander stehen. Daher bezeichnen STAGE und LEDERMANN (2008) diese Art von CI als semi-distanz-unabhängig. Darüber hinaus haben STAGE und LEDERMANN (2008) gezeigt, dass sich der Erwartungswert eines solchen Konkurrenzindex  $E(CI)$  für jeden Baum eines Bestandes auch aus den Baumabständen und der bei der Inventur verwendeten Probeflächengröße berechnen lässt. Beim Erwartungswert eines CI handelt es sich daher um den Mittelwert dieses CI, der aus allen möglichen Stichprobenflächen berechnet wird, die einen gegebenen Subjektbaum einschließen. Wird zum Beispiel die Grundfläche/ha als klassischer distanz-unabhängiger CI gewählt, dann stellt der Erwartungswert die mittlere Grundflächendichte um diesen Subjektbaum dar. Die von STAGE und LEDERMANN (2008) vorgestellte Methode eröffnet daher die Möglichkeit, die Vorteile von distanz-unabhängigen und distanz-abhängigen Konkurrenzmaßen zu kombinieren, d.h. einerseits die Modellparameter für einen distanz-unabhängigen CI aus einem repräsentativen Inventurdatensatz zu schätzen, und andererseits beim Vorhandensein von Baumpositionen das Modell distanz-abhängig anzuwenden. Dazu muss allerdings erst einmal geprüft werden, ob ein distanz-abhängig berechneter Erwartungswert eines semi-distanz-unabhängigen CI in der Lage ist, einen ähnlich hohen Erklärungsanteil an der Varianz von Einzelbaumzuwachsen zu erreichen, wie die klassischen distanz-abhängigen Konkurrenzmaße. Dieser Vergleich ist das Ziel des vorliegenden Beitrags und soll anhand der Zuwachsdaten von fünf Dauerversuchsflächen durchgeführt werden.

### Daten

Für die vorliegende Untersuchung konnten Daten aus zwei verschiedenen Quellen verwendet werden. Zum einen wurden vom Institut für Waldwachstumsforschung der Universität für Bodenkultur (BOKU) die Daten der Hirschlacke zur Verfügung gestellt. Auf dieser von Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) dominierten, 3.5 ha großen Versuchsfläche wird seit 1977 Zielstärkenutzung mit dem Ziel betrieben, die damals bereits vorhandene Naturverjüngung zu fördern, und den einstigen Altersklassenwald in einen Plenterwald zu überführen. Aufgrund von weiteren Eingriffen hat sich noch zusätzliche Naturverjüngung eingestellt, sodass sich aus dem einstmals einschichtigen Bestand ein mittlerweile gut strukturierter zweischichtiger Bestandesaufbau entwickelt hat, der sich

auch in der BHD-Verteilung bereits zeigt (Abb. 1). Die Versuchfläche wird in 5-jährlichen Intervallen gemessen. Von allen Bäumen mit einem  $BHD \geq 5$  cm stehen die Koordinaten, sowie Messungen von BHD, Höhe und Kronenansatz über einen Zeitraum von 25 Jahren zur Verfügung. Für die vorliegende Untersuchung wurden die Daten der Perioden 1977-1982, 1987-1992 und 1997-2002 als drei „unabhängige Plots“ betrachtet, um das Verhalten der CIs unter verschiedenen Bestandesstrukturen überprüfen zu können.

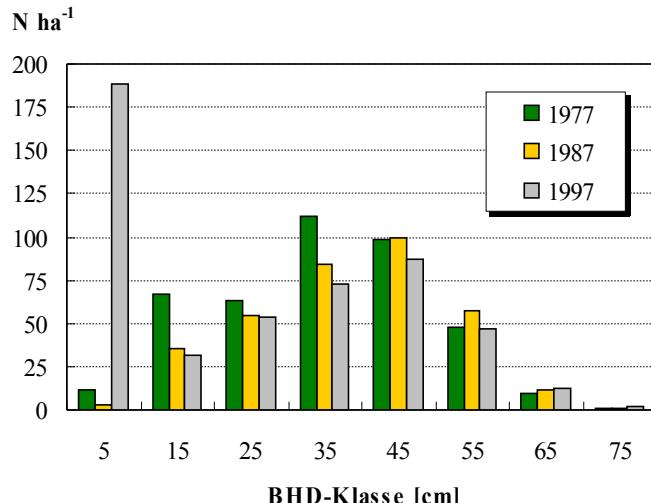


Abbildung 1: BHD-Verteilungen der Versuchfläche Hirschlacke zu drei verschiedenen Aufnahmepunkten

Die zweite Datenquelle umfasste zwei Dauerversuchsfläche des Instituts Waldwachstum und Waldbau des BFW Wien. Die 4.0 ha große Versuchfläche Gaal wurde 1995 in einem 150-jährigen Bestand aus Fichte mit beigemischter Lärche (*Larix decidua* Mill.) angelegt. Ziel dieses Versuchs ist die Zuwachsbeobachtung während der Naturverjüngungsphase. Baumkoordinaten sowie Messungen von BHD und Höhe standen aus den Jahren 1995 und 2000 von allen Bäumen ab einer Höhe von 9 m zur Verfügung. Die Versuchfläche in Lankowitz stammt aus dem österreichischen Solitärprogramm. Die Fläche wurde 1989 in einem 18 Jahre alten Fichten-Reinbestand mit einer Ausgangsstammzahl von ca. 4000 Bäumen/ha angelegt. Die gesamte Versuchsfäche besteht aus vier Parzellen mit einer Größe von jeweils 0.25 ha. Nach Einrichtung des Versuchs wurden die Stammzahlen folgendermaßen reduziert: zwei Parzellen auf 700, eine Parzelle auf 2500 und eine Parzelle auf 350 Stämme/ha. Da die vier Parzellen gleichmäßig aneinander angrenzend in einem Quadrat verteilt sind, können diese zu einer 1.0 ha großen Fläche mit räumlich unterschiedlicher Bestandesdichte zusammengefasst werden. Baumkoordinaten sowie Messungen von BHD und Höhe standen aus den Jahren 1989 und 1994 für alle Bäume ab einer Höhe von 1.3 m zur Verfügung. Lediglich auf der dichtesten Parzelle (2500 Stämme/ha) wurden die Baumhöhen nur von einem Teilkollektiv gemessen und die fehlenden Höhen mittels Höhenkurve ergänzt. Bestandeskennzahlen der Untersuchungsbestände finden sich in Tabelle 1.

Tabelle 1: Bestandeskennzahlen der Untersuchungsbestände

Versuchfläche	Alter	N/ha	dg (cm)	h <sub>L</sub> (m)	$\bar{ig}_5$ (cm <sup>2</sup> )
Hirschlacke 1977	110	411	37.4	30.8	59.4
Hirschlacke 1987	120	347	40.5	32.8	75.1
Hirschlacke 1997	-	495	32.4	33.4	70.0
Gaal	150	231	45.1	32.0	105.0
Lankowitz	18	851	11.4	10.6	115.4

### Distanz-abhängige Konkurrenzindizes

Aus der Gruppe der Size-ratio-Indizes wurden der Index nach HEGYI (1974), TOMÉ und BURKHART (1989), BIGING und DOBBERTIN (1992) sowie MARTIN und EK (1984) gewählt. Bei diesen Konkurrenzmaßen werden ausgewählte Baumattribute (z.B. BHD oder Kronenquerschnittsfläche) von Subjektbaum und Konkurrent zueinander in Beziehung gesetzt, und dieses Verhältnis in irgendeiner Form mit der Distanz zwischen den beiden Bäumen gewichtet. Üblicherweise wird bei diesen Konkurrenzmaßen ein Suchradius zur Identifikation von Konkurrenten verwendet. In der vorliegenden Arbeit wurde jedoch darauf verzichtet, damit der Distanzeffekt zwischen zwei Bäumen voll im CI abgebildet ist.

Bei den Overlap-Indizes (BELLA 1971, MONSERUD 1975, PRETZSCH et al. 2002) wird ebenfalls ein Verhältnis aus Baumgrößen berechnet, die Gewichtung erfolgt aber nicht direkt sondern indirekt mit der Distanz, da aufgrund der Baumabstände Überlappungszonen berechnet werden, die ihrerseits als Gewichtungsfaktor in die Berechnung einfließen. Die Auswahl der Konkurrenten ergibt sich bei diesen Konkurrenzmaßen aufgrund einer allfälligen Überlappung automatisch. Für die beiden CIs nach BELLA (1971) und MONSERUD (1975) wird der Überlappungsbereich jeweils als Verschneidung von zwei Kreisen berechnet. Die Kreise selbst werden über die Kronenradien von Solitärbäumen (HASENAUER 1997) berechnet. Der Konkurrenzindex KKL nach PRETZSCH et al. (2002) berechnet hingegen einen vertikalen Überlappungsbereich  $\beta_{ij}$  eines Konkurrenten mit einem Lichtkegel von  $60^\circ$ , der in 60 % der Höhe des Subjektbaumes fixiert wird (Abb. 2, links).

$$\beta_{ij} = \arctan\left(\frac{h_i - 0.6h_j}{Dist_{ij}}\right) - \frac{\pi}{3} \quad (1)$$

Als Konkurrenten kommen nur jene Bäume in Betracht, deren Wipfel in den Lichtkegel hineinragt, d.h. deren Überlappung  $\beta_{ij} > 0$  ist.

Etwas unterschiedlich gegenüber den vorigen Gruppen ist der Konkurrenzindex BDCV nach BIGING und DOBBERTIN (1992). Dieser ist definiert als der Quotient aus dem Kronenvolumen des Konkurrenten und dem Kronenvolumen des Subjektbaumes. Allerdings geht in die Berechnung nur jener Teil vom Kronenvolumen des Konkurrenten ein, der über dem Schnittpunkt  $a_i$  der Stammachse des Konkurrenten mit der Begrenzung eines  $80^\circ$  Suchkegels liegt (Abb. 2, rechts).

Tabelle 2 gibt eine Übersicht über alle distanz-abhängigen Konkurrenzindizes, die in der vorliegenden Untersuchung verwendet wurden.

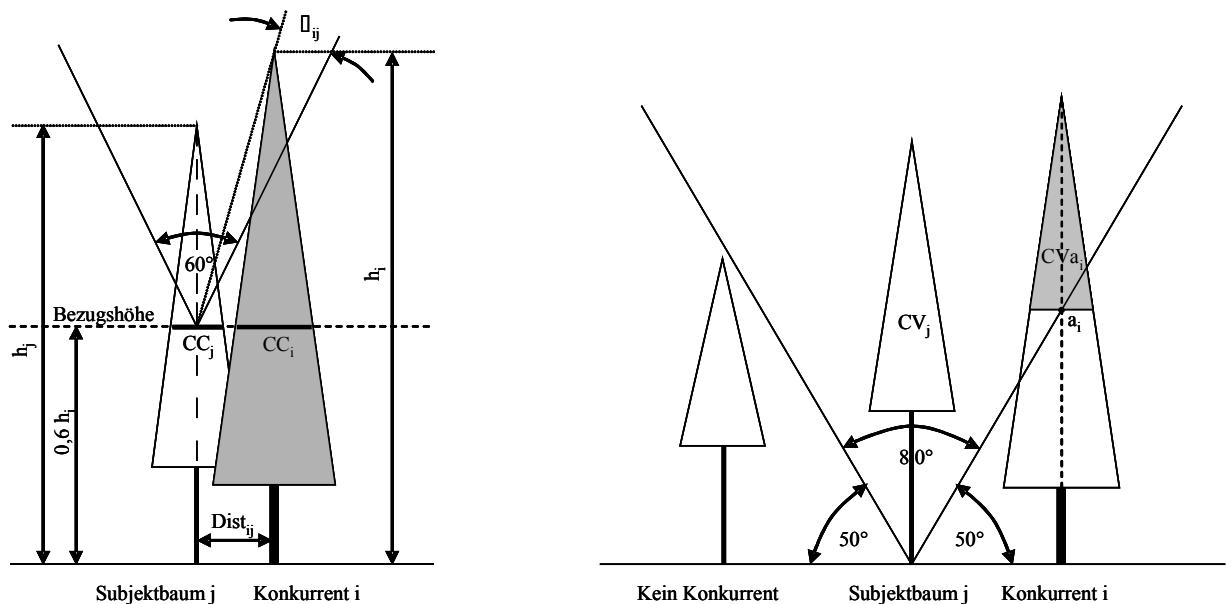


Abbildung 2: Links: Konkurrentenauswahl beim KKL nach PRETZSCH et al. (2002). Rechts: Konkurrentenauswahl beim BDCV nach BIGING und DOBBERTIN (1992)

Tabelle 2: Distanz-abhängige Konkurrenzindizes

Autoren	Bezeichnung	Gleichung
HEGYI 1974	HE	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{DBH_i}{DBH_j (Dist_{ij} + 1)}$
TOMÉ und BURKHART 1989	TB	$\sum_{i=1}^k \frac{DBH_i}{DBH_j} \left( \frac{1}{Dist_{ij}} \right)$ <p style="margin-left: 200px;">Wenn <math>DBH_j &lt; DBH_i</math> dann</p> $- \sum_{i=1}^l \frac{DBH_j}{DBH_i} \left( \frac{1}{Dist_{ij}} \right)$ <p style="margin-left: 200px;">Wenn <math>DBH_j &gt; DBH_i</math> dann</p>
BIGING und DOBBERTIN 1992	BDCC	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{CC_i}{CC_j (Dist_{ij} + 1)}$
MARTIN und Ek 1984	ME	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{DBH_i}{DBH_j} \times e^{-\left( \frac{16 Dist_{ij}}{DBH_j + DBH_i} \right)}$
BELLA 1971	OVL	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{ZO_{ij}}{ZA_j} \left( \frac{DBH_i}{DBH_j} \right)^{EX}$
MONSERUD 1975	MO	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{ZO_{ij}}{ZA_j} \left( \frac{h_i \times CWO_i}{h_j \times CWO_j} \right)$
PRETZSCH et al. 2002	KKL	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \beta_{ij} \left( \frac{CC_i}{CC_j} \right) TM_i$
BIGING und DOBBERTIN 1992	BDCV	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \frac{CVa_i}{CV_j}$

Variable: n, Anzahl der Konkurrenten; DBHj und DBHi, BHD von Subjektbaum j und Konkurrent i; Distij, Distanz zwischen Subjektbaum j und Konkurrent i; k, Anzahl der Konkurrenten mit einem größeren BHD als der Subjektbaum j; l, Anzahl der Konkurrenten mit einem kleineren BHD als der Subjektbaum j; CCj, Kronenquerschnittsfläche von Subjektbaum j in einer relativen Höhe des Subjektbaumes; CCi, Kronenquerschnittsfläche des Konkurrenten i in einer relativen Höhe des Subjektbaumes; ZOij, Überlappungsbereich der Einflusszonen von Subjektbaum j und Konkurrent i; ZAj, Fläche der Einflusszone von Subjektbaum j; EX, Exponent (in dieser Untersuchung EX = 1, siehe Alemdag (1978)); hj und hi, Höhe von Subjektbaum j und Konkurrent i; CWOj und CWOi, Solitärkronenbreiten von Subjektbaum j und Konkurrent i; bij, vertikaler Überlappungsbereich zwischen Lichtkegel und Krone des Konkurrenten i, wenn bij ≤ 0 gibt es keine Überlappung (Abb. 2, links); TMi, baumartenspezifischer Lichttransmissionskoeffizient des Konkurrenten i (Pretzsch et al. 2002); CVj, Kronenvolumen von Subjektbaum j; CVai, Kronenvolumen von Konkurrent i oberhalb des Schnittpunkts ai eines Höhenwinkels und der Stammachse des Konkurrenten (Abb. 2, rechts). Zur Berechnung der Kronenquerschnittsflächen und der Kronenvolumina wurden die Modelle von Pretzsch et al. (2002) verwendet.

### Semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes

Die Idee der semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzmaße basiert auf dem Point-sampling-Konzept. Dabei wird die Probefläche nicht wie beim Plot-sampling um das Probekreiszentrum abgesteckt, sondern es wird die (kreisförmige) Probefläche um jeden Baum des Bestandes gelegt und geprüft, ob das Probekreiszentrum von dieser Fläche eingeschlossen ist. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein beliebiger Baum eines Bestandes in eine Stichprobe fällt, ist sowohl beim Plot-sampling als auch beim Point-sampling proportional zur verwendeten Probeflächengröße. Die Wahrscheinlichkeit, dass zwei Bäume in dieselbe Stichprobe fallen, ist proportional zur Überlappungsfläche  $a_{ij}$  zwischen der um den Subjektbaum  $j$  gelegten Probefläche  $a_j$  und der um den Konkurrenten  $i$  gelegten Probefläche  $a_i$ . Werden für die Stichprobenerhebung fixe Probekreise verwendet, so gilt  $a_j = a_i$ . Im Falle von Winkelzählproben oder konzentrischen Probekreisen muss die Größe der Probefläche aufgrund des BHD berechnet oder festgelegt werden. Der Quotient  $a_{ij}/a_j$  entspricht dem Erwartungswert  $E[\delta_i]$  für die bedingte Wahrscheinlichkeit  $\delta_i$ , dass der Konkurrent  $i$  in die Stichprobe fällt, unter Bedingung dass der Subjektbaum  $j$  ebenfalls in derselben Stichprobe ist. Daraus folgt:

$$E[CI_j] = c_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n c_i E[\delta_i] = c_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n c_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right) \quad (2)$$

mit  $n$  der Anzahl der Bäume, deren Probekreise sich mit jenem des Subjektbaumes überschneiden, und  $c_j$  jenem Baumattribut, über das der ursprünglich distanz-unabhängige Konkurrenzindex definiert ist. Im Falle der Kreisflächendichte wäre  $c_j$  die vom Subjektbaum  $j$  bzw.  $c_i$  die vom Konkurrenten  $i$  repräsentierte Kreisfläche je Hektar. Der Beitrag des Konkurrenten  $i$  zum Konkurrenzindex  $CI_j$  wird umso größer, je größer die Überlappungsfläche  $a_{ij}$  ist. Diese ist wiederum dann größer, je näher Subjektbaum  $j$  und Konkurrent  $i$  beieinander stehen. In Tabelle 3 findet sich eine Übersicht über die im vorliegenden Beitrag untersuchten semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes.

Tabelle 3: Semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes

Bezeichnung	Einheit	Gleichung
TD (Stammzahl)	Bäume/ha	$Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n Nrep_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
SOD (BHD-Summe)	m/ha	$DBH_j \times Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n DBH_i \times Nrep_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
CCF (KRAJICEK et al. 1961) (Crown competition factor)	%	$CWO^2_j \left( \frac{\pi}{400} \right) Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n CWO^2_i \left( \frac{\pi}{400} \right) Nrep_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
BA (Kreisfläche)	$m^2/ha$	$DBH^2_j \left( \frac{\pi}{4} \right) Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n DBH^2_i \left( \frac{\pi}{4} \right) Nrep_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
BAL (WYKOFF 1990) (Kreisfläche größerer Bäume)	$m^2/ha$	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n DBH^2_i \left( \frac{\pi}{4} \right) Nrep_i \left( \frac{a_{ij}}{a_j} \right) GT$

**Variable:**  $n$ , Anzahl der Konkurrenten;  $Nrep_j$  und  $Nrep_i$ , repräsentierte Stammzahl je Hektar von Subjektbaum  $j$  und Konkurrent  $i$ ;  $a_j$ , Fläche des Probekreises der um Subjektbaum  $j$  gelegt wird;  $a_{ij}$ , Fläche des Überlappungsbereiches der Probekreise, die um Subjektbaum  $j$  und Konkurrent  $i$  gelegt werden;  $DBH_j$  und  $DBH_i$ , BHD von Subjektbaum  $j$  und Konkurrent  $i$ ;  $CWO_j$  und  $CWO_i$ , Solitärkronenbreiten von Subjektbaum  $j$  und Konkurrent  $i$ ;  $GT$ , Dummy-Variable die mit 1 codiert wird, wenn der BHD des Konkurrenten größer ist als jener des Subjektbaumes.

### Analyse

In jedem Bestand wurden für jeden Baum sowohl alle distanz-abhängigen als auch alle semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes berechnet. Für letztere wurden folgende Probeflächengrößen gewählt: Fixe Probekreise mit 400, 300 und 200 m<sup>2</sup> bzw. Winkelzählproben mit einem Zälfaktor von 4, 6 und 8 m<sup>2</sup>/ha. Zur Vermeidung eines allfälligen Randeffekts wurden nur Bäume innerhalb einer Kernzone in die Analyse einbezogen. Der Abstand zum Rand wurde aufgrund des größten im Bestand vorkommenden BHD und des kleinsten Zälfaktors (4 m<sup>2</sup>/ha) berechnet. Weiters wurden nur Fichten in die Untersuchung einbezogen, da der Anteil anderer Baumarten eher gering war.

Untersucht wurden die verschiedenen Konkurrenzindizes mit Hilfe einer partiellen Korrelationsanalyse. Dieser Ansatz wurde deswegen gewählt, da in Einzelbaumwachstumsmodellen der Zuwachs nie aus dem Konkurrenzindex allein geschätzt wird, sondern die Größe des Baumes immer in das Modell eingeht, entweder über einen potentiellen Zuwachs (vgl. SILVA, PRETZSCH et al. 2002), oder direkt als unabhängige Variable wie in PROGNAUS (MONSERUD und STERBA 1996). Führt man eine derartige Untersuchung auf Basis einer einfachen Korrelationsanalyse durch bei der lediglich der Zusammenhang zwischen dem Zuwachs und dem CI untersucht wird, so führt das zu verzerrten Ergebnissen, da im CI selbst immer auch die Größe des Baumes als Information enthalten ist. Daher wurde in dieser Untersuchung das Zuwachsmodell von MONSERUD und STERBA (1996) verwendet, das den Logarithmus des fünf-jährigen Grundflächenzuwachses in Abhängigkeit von Größen-, Konkurrenz- und Standortsvariablen beschreibt. Weil aber in diesem Beitrag jeder Bestand separat analysiert wurde, konnte das unterstellte Modell auf die Größen- und Konkurrenzvariable reduziert werden:

$$\ln(BAI) = a + b_1 \ln(BHD) + b_2 BHD^2 + b_3 \ln(CR) + c_1 CI \quad (3)$$

mit *BAI*, dem fünf-jährigen Grundflächenzuwachs, *BHD*, dem Brusthöhendurchmesser als Maß für die Baumgröße bzw. als Stellvertreter für das Alter, *CR*, dem Kronenprozent als Maß für die Konkurrenz der Vergangenheit, und mit *CI*, dem jeweiligen Konkurrenzindex als Maß für die aktuelle Konkurrenz. Hinsichtlich der Erklärung der Variation von  $\ln(BAI)$  gibt der partielle Korrelationskoeffizient eines Konkurrenzindex *CI* Auskunft darüber, wie hoch dessen zusätzlicher Beitrag neben jenem von *BHD* und *CR* ist.

### Ergebnisse

Die partielle Korrelation zwischen  $\ln(BAI)$  und aktueller Konkurrenz ist je nach *CI* und Bestands situation ziemlich unterschiedlich. Trotzdem sind die meisten der partielle Korrelationskoeffizienten signifikant auf einem Signifikanzniveau von  $\alpha = 0.05$ . Interessanterweise findet sich die größte Anzahl an nicht signifikanten Beziehungen innerhalb der Gruppe der klassischen distanz-abhängigen Konkurrenzindizes im Untersuchungsbestand Hirschlacke (Tabelle 4). Unter den semi-distanz-unabhängigen CIs erreichte die Stammzahl/ha (TD) immer die schwächste Korrelation, insbesondere dann, wenn sie aus Winkelzählproben berechnet wurde (Tabelle 5). Alle anderen semi-distanz-unabhängigen CIs ergaben einen stets signifikanten Erklärungsanteil unabhängig davon, ob sie aus Winkelzählproben oder aus fixen Probekreisen berechnet wurden (Tabellen 5 und 6). Die Untersuchung zeigte weiters, dass innerhalb eines Bestandes die partielle Korrelation zwischen  $\ln(BAI)$  und Kreisflächendichte (BA) oder Kreisflächendichte größerer Bäume (BAL) mindestens genauso hoch ist wie die des besten distanz-abhängigen CI. Die Korrelationen hängen ebenso von der Probeflächengröße bzw. vom Zälfaktor der Winkelzählprobe ab.

Tabelle 4: Partielle Korrelationskoeffizienten für die klassischen distanz-abhängigen CIs. Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von  $\alpha = 0.05$ . Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 2.

Versuchsfläche	n	Konkurrenz-Index							
		HE	TB	BDCC	ME	OVL	MO	KKL	BDCV
Hirschlacke 1977	390	<b>0.053</b>	<b>-0.075</b>	<b>0.019</b>	-0.245	-0.152	-0.152	<b>-0.093</b>	<b>-0.084</b>
Hirschlacke 1987	338	<b>-0.047</b>	-0.174	<b>-0.098</b>	-0.285	-0.221	-0.229	-0.245	<b>-0.082</b>
Hirschlacke 1997	419	-0.165	-0.191	-0.127	<b>-0.052</b>	<b>-0.010</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.052</b>	<b>0.006</b>
Gaal	115	<b>-0.181</b>	-0.262	<b>-0.175</b>	-0.268	-0.270	-0.259	-0.248	<b>-0.144</b>
Lankowitz	542	-0.625	-0.561	-0.632	-0.755	-0.709	-0.700	-0.713	-0.727

Table 5: Partielle Korrelationskoeffizienten für semi-distanz-unabhängige CIs berechnet aus Winkelzählproben.  
Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von  $\alpha = 0.05$ . Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 3.

Versuchsfläche	Zählfaktor (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Konkurrenz-Index				
		TD	SOD	CCF	BA	BAL
Hirschlacke 1977 (n = 390)	4	-0.160	-0.211	-0.206	-0.245	-0.264
	6	-0.142	-0.206	-0.192	-0.249	-0.258
	8	-0.123	-0.195	-0.174	-0.245	-0.253
Hirschlacke 1987 (n = 338)	4	<b>-0.079</b>	-0.183	-0.171	-0.256	-0.224
	6	<b>-0.083</b>	-0.187	-0.181	-0.259	-0.229
	8	<b>-0.080</b>	-0.184	-0.179	-0.257	-0.230
Hirschlacke 1997 (n = 419)	4	-0.150	-0.245	-0.231	-0.226	-0.264
	6	-0.136	-0.236	-0.219	-0.226	-0.264
	8	-0.117	-0.224	-0.208	-0.227	-0.270
Gaal (n = 115)	4	<b>-0.161</b>	-0.231	-0.238	-0.245	-0.299
	6	<b>-0.166</b>	-0.250	-0.255	-0.263	-0.320
	8	<b>-0.167</b>	-0.259	-0.261	-0.272	-0.328
Lankowitz (n = 542)	4	-0.154	-0.699	-0.722	-0.739	-0.730
	6	<b>-0.039</b>	-0.667	-0.699	-0.716	-0.701
	8	<b>0.029</b>	-0.620	-0.664	-0.683	-0.665

Table 6: Partielle Korrelationskoeffizienten für semi-distanz-unabhängige CIs berechnet aus fixen Probekreisen.  
Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von  $\alpha = 0.05$ . Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 3.

Versuchsfläche	Probekreis (m <sup>2</sup> )	Konkurrenz-Index				
		TD	SOD	CCF	BA	BAL
Hirschlacke 1977 (n = 390)	400	-0.190	-0.237	-0.235	-0.259	-0.278
	300	-0.202	-0.250	-0.244	-0.270	-0.281
	200	-0.195	-0.246	-0.230	-0.269	-0.279
Hirschlacke 1987 (n = 338)	400	<b>-0.100</b>	-0.213	-0.186	-0.282	-0.236
	300	-0.109	-0.224	-0.199	-0.292	-0.247
	200	-0.115	-0.234	-0.209	-0.301	-0.257
Hirschlacke 1997 (n = 419)	400	-0.137	-0.239	-0.165	-0.197	-0.237
	300	-0.150	-0.247	-0.177	-0.201	-0.244
	200	-0.163	-0.248	-0.177	-0.194	-0.244
Gaal (n = 115)	400	<b>-0.185</b>	-0.228	-0.230	-0.231	-0.279
	300	-0.210	-0.257	-0.255	-0.256	-0.305
	200	-0.235	-0.296	-0.289	-0.299	-0.347
Lankowitz (n = 542)	400	-0.702	-0.732	-0.737	-0.742	-0.759
	300	-0.709	-0.734	-0.742	-0.745	-0.761
	200	-0.713	-0.744	-0.748	-0.752	-0.766

## Diskussion

Die Ergebnisse zeigen, dass vor allem die beiden semi-distanz-unabhängigen CIs Kreisflächedichte (BA) und Kreisflächedichte größerer Bäume (BAL) zumindest einen ähnlich hohen Erklärungsanteil an der Zuwachsvariation erreichen wie die besten distanz-abhängigen CIs. Das Abschneiden der Stammzahl je Hektar (TD) fällt in diesem Zusammenhang deutlich schlechter aus, insbesondere dann, wenn TD aus Winkelzählproben berechnet wird. Diese Ergebnisse stehen in guter Übereinstimmung mit den Hypothesen von STAGE und LEDERMANN (2008), die zeigen konnten, dass die implizite Distanzfunktion bei der semi-distanz-unabhängigen Berechnung von BA einen ähnlichen Kurvenverlauf aufweist, wie ein Großteil der klassischen distanz-abhängigen CIs. Hinsichtlich der Stammzahl je Hektar (TD) wiesen sie auf ein Defizit dieses CI hin, das sich im gegenteiligen Verhalten dieses Index in Bezug auf die Größe des Konkurrenten äußert. Bei diesem Index kann es nämlich vorkommen, dass ein relativ kleiner Baum einen wesentlich höheren Konkurrenzdruck ausübt als ein größerer Baum, was letztlich das schlechtere Abschneiden in der vorliegenden Untersuchung erklären dürfte. Darüber hinaus stehen die Ergebnisse auch in guter Übereinstimmung mit jenen von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und

COMEAU (2007), die ebenfalls feststellten, dass manche distanz-unabhängigen CIs bei der Erklärung der Varianz von Einzelbaumzuwachsen gleich gut oder teilweise sogar besser abschnitten als ihre distanz-abhängigen Pendants. Ein interessantes Ergebnis lässt sich auf der Versuchsfäche Hirschlacke beobachten, da hier das Verhalten der verschiedenen CIs über einen Zeitraum von 20 Jahren verfolgt werden kann. Mit Ausnahme der Stammzahl je Hektar ergibt sich auf dieser Versuchsfäche bei allen semi-distanz-unabhängigen CIs und zu jedem Zeitpunkt ein signifikanter ( $\alpha = 0.05$ ) Zusammenhang mit der Zielvariable  $\ln(BAI)$ . Bei den klassischen distanz-abhängigen CIs gibt es dagegen einen Wechsel über der Zeit was den Erklärungsanteil des jeweiligen CI betrifft. Während nämlich die Konkurrenzindizes HE, TB und BDCC im Jahr 1977 keinen signifikanten Erklärungsanteil liefern, sind sie 20 Jahre später die drei einzigen distanz-abhängigen CIs, die einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Variation von  $\ln(BAI)$  aufweisen. Genau umgekehrt ist dagegen das Verhalten von ME, OVL und MO, die zwar im Jahr 1977 signifikante, im Jahr 1997 hingegen keine signifikanten Beiträge liefern. Da sich auf der Versuchsfäche Hirschlacke die Bestandesstruktur innerhalb des Zeitraumes 1977-1997 doch deutlich verändert hat (vgl. die BHD-Verteilungen in Abb. 1), scheint dieses Verhalten ein Hinweis dafür zu sein, dass der Erklärungsanteil von klassischen distanz-abhängigen CIs deutlich stärker von der Bestandesstruktur abhängt, als dies bei der neuen Gruppe der semi-distanz-unabhängigen CIs der Fall ist. Allerdings könnte es auch sein, dass die Information über die Bestandesstruktur bereits im Absolutglied zum Ausdruck kommt, wodurch der Einfluss eines CI geringer wird.

Die Effektivität von Konkurrenzindizes in der Erklärung der Zuwachsvariation ist ganz unterschiedlich zu beurteilen, je nachdem ob auf einem bestimmten Standort die Konkurrenz um Licht oder die Konkurrenz um Wasser und Nährstoffe im Vordergrund steht. Davon hängt es auch ab, ob bei einer Evaluierung von CIs die Gruppe der distanz-abhängigen oder jene der distanz-unabhängigen CIs besser abschneidet. In der vorliegenden Untersuchung spielt jedoch der Distanzeffekt eine untergeordnete Rolle, da ja auch die semi-distanz-unabhängigen CIs exakt über die Baumabstände berechnet wurden. In dieser Untersuchung kommt – wie auch in den Untersuchungen von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und COMEAU (2007) – den Baumattributen, über die ein bestimmter CI definiert ist, eine wesentlich größere Bedeutung zu als den Distanzen zwischen den Bäumen. Das Konzept der semi-distanz-unabhängigen CIs zeigt hier lediglich auf, dass die Unterschiede zwischen klassischen distanz-abhängigen und distanz-unabhängigen CIs nahezu verschwinden, sofern die distanz-unabhängigen CIs von kleinen Probeplänen berechnet werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung sowie die Ergebnisse von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und COMEAU (2007) scheinen vielmehr ein Indiz dafür zu sein, dass CIs auf Basis einfacher Baumattribute (z.B. BHD) ausreichend sind für die Parametrisierung von Einzelbaumwachstumsmodellen. Angesichts der Tatsache, dass bei forstlichen Stichprobeneinventuren kaum Messungen von Kronenparametern vorhanden sind, kann dieses Ergebnis nicht unbedingt als Nachteil gewertet werden. Der hier vorgestellte Ansatz, Modelle auf der Grundlage von Inventurdaten zu parametrisieren, die gegebenenfalls auch distanz-abhängig angewendet werden können, scheint daher viel versprechend zu sein. Eine Überprüfung anhand echter Inventurdaten muss jedoch noch erfolgen.

### Zusammenfassung

Aufbauend auf dem Konzept der semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes wurde im Rahmen dieser Arbeit ein Ansatz vorgestellt, der es erlaubt, ein Einzelbaumwachstumsmodell auf Grundlage von einfachen Inventurdaten distanz-unabhängig zu parametrisieren, das Modell beim Vorhandensein von Baumpositionen aber dennoch räumlich explizit anzuwenden. Da semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes von klassischen distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes abgeleitet werden, letztere aber über relativ einfache Baumattribute definiert sind, musste geprüft werden, ob ein semi-distanz-unabhängiger Konkurrenzindex eine ähnlich hohe Korrelation mit dem Zuwachs erreicht, wie klassische distanz-abhängige Konkurrenzmaße. Dazu wurden die Daten von fünf Dauerversuchsfächen verwendet. Von allen Bäumen der Versuchsfächen standen Zuwächse und Baumkoordinaten zur Verfügung, sodass eine Reihe von distanz-abhängigen und semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes berechnet werden konnte. Die Analyse hat ergeben, dass die partielle Korrelation zwischen Zuwachs und Kreisflächendichte oder Kreisflächendichte größerer Bäume fast immer genauso hoch ist wie jene des besten distanz-abhängigen Konkurrenzindex. Die Ergebnisse lassen den hier vorgestellten Ansatz vorerst einmal viel versprechend erscheinen, eine Überprüfung anhand echter Inventurdaten muss jedoch noch erfolgen.

### Danksagung

Der Autor bedankt sich bei Hubert Sterba für die Überlassung der Daten der Hirschlacke, sowie bei Ferdinand Kristöfel und Walter Fürst für die Daten der Versuche Lankowitz und Gaal.

### Literatur

- ALEMDAG, I.S.: Evaluation of some competition indices for the prediction of diameter increment in planted white spruce. Can. For. Serv., Inf. Rep. FMR-X-108, For. Manage. Inst, 1978
- BELLA, I.E.: A new competition model for individual trees. Forest Science, 17: 364-372, 1971
- BIGING, G.S. und DOBBERTIN, M.: A Comparison of Distance-Dependent Competition Measures for Height and Basal Area Growth of Individual Conifer Trees. Forest Science, 38: 695-720, 1992

- BIGING, G.S. und DOBBERTIN, M.: Evaluation of Competition Indices in Individual Tree Growth Models. *Forest Science*, 41: 360-377, 1995
- FILIPESCU, C.N. und COMEAU, P.G.: Aspen competition affects light and white spruce growth across several boreal sites in western Canada. *Canadian Journal of Forest Research*, 37: 1701-1713, 2007
- HASENAUER, H.: Dimensional relationships of open-grown trees in Austria. *Forest Ecology and Management*, 96: 197-206, 1997
- HASENAUER, H., KINDERMANN, G. und STEINMETZ, P.: The tree growth model MOSES 3.0. In: H. Hasenauer (Ed.), *Sustainable Forest Management - Growth Models for Europe*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, pp. 64-70, 2006
- HEGYI, F.: A simulation model for managing jack-pine stands. In: J. Fries (Ed.), *Growth models for tree and stand simulation*. Royal College of Forestry, Department of Forest Yield Research, Res. Note No. 30, Stockholm, Sweden, pp. 74-90, 1974
- HYNYNEN, J., OJANSUU, R., HÖKKÄ, H., SIPILEHTO, J., SALMINEN, H. und HAAPALA, P.: Models for predicting stand development in MELA System. *Research Papers*, 835, Finnish Forest Research Institute, Vantaa, 116 p., 2002
- KRAJICEK, J.E., BRINKMANN, K.E. und GINGRICH, S.F.: Crown Competition - a measure of density. *Forest Science*, 7: 35-42, 1961
- LAPPI, J.: Plot size related measurement error bias in tree growth models. *Canadian Journal of Forest Research*, 35: 1031-1040, 2005
- LEDERMANN, T.: Description of PrognAus for Windows 2.2. In: H. Hasenauer (Ed.), *Sustainable Forest Management - Growth Models for Europe*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, pp. 71-78, 2006
- MARTIN, G.L. und EK, A.R.: A Comparison of Competition Measures and Growth Models for Predicting Plantation Red Pine Diameter and Height Growth. *Forest Science*, 30: 731-743, 1984
- MONSERUD, R.A.: Methodology for simulating Wisconsin Northern hardwood stand dynamics. Ph.D. thesis, University of Wisconsin, Madison, 1975
- MONSERUD, R.A. und STERBA, H.: A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. *Forest Ecology and Management*, 80: 57-80, 1996
- NAGEL, J.: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. *Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt*, Band 128, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, 122 p., 1999
- PRETZSCH, H., BIBER, P. und DURSKÝ, J.: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *Forest Ecology and Management*, 162: 3-21, 2002
- STAGE, A.R.: Prognosis Model for Stand Development. USDA Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-137, Intermountain Research Station, Ogden, Utah, 32 p., 1973
- STAGE, A.R. und LEDERMANN, T.: Effects of competitor spacing in a new class of individual-tree indices of competition: semi-distance-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. *Canadian Journal of Forest Research*, 38: 890-898, 2008
- STAGE, A.R. und WYKOFF, W.R.: Adapting Distance-Independent Forest Growth Models to Represent Spatial Variability: Effects of Sampling Design on Model Coefficients. *Forest Science*, 44: 224-238, 1998
- STERBA, H., MOSER, M. und MONSERUD, R.A.: PROGNAUS - Ein Waldwachstumssimulator für Rein- und Mischbestände. *Österreichische Forstzeitung*, 106: 19-20, 1995
- TOMÉ, M. und BURKHART, H.E.: Distance-Dependent Competition Measures for Predicting Growth of Individual Trees. *Forest Science*, 35: 816-831, 1989
- WENSEL, L.C., and DAUGHERTY, P.J.: CACTOS user's guide: The California Conifer Timber Output Simulator version 2.0. California Forest Yield Cooperative, University of California, Department of Forest Resource Management, Berkeley, Calif. Res. Note 10, 1985
- WINDHAGER, M.: Vergleich von distanzabhängigen und unabhängigen konkurrenzbeschreibenden Faktoren und ihre Auswirkung auf den Grundflächenzuwachs. *Allgem. Forst- u. Jagdzeitung*, 170: 133-136, 1999
- WYKOFF, W.R.: A Basal Area Increment Model for Individual Conifers in the Northern Rocky Mountains. *Forest Science*, 36: 1077-1104, 1990
- WYKOFF, W.R., CROOKSTON, N.L. und STAGE, A.R.: User's Guide to the Stand Prognosis Model. USDA Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-133, 112 p., 1982

## Spruce decline in Northern Moravia - Causation and Consequences

Marian Slodickak, Jiri Novak, Vit Sramek

Forestry and Game Management Research Institute, Na Olive 550, Opocno 517 73, Czech Republic

### Introduction

The Slezske Beskydy Mts. is the region which lies across the border between Slovakia, Poland and The Czech Republic (Fig. 1). The total forest area in this region is 196,894 ha and there are 76% of coniferous and 24% of broadleaved trees in the frame of the Czech part. Norway spruce stands, which were established in the last century, grew relatively well in the last decades. But forest decline (drying, yellowing) has been observing here several last years on 24% of forest land, i.e. on ca 32 thousand ha. Massive dying is observed now in spruce stands cultivated in oak-beech and beech vegetation zones (elevation 400 – 600 m, mean temperature 6,0 – 7,5 °C, precipitation 650 – 800 mm), i.e. in the zones where spruce is not the original species, at least not in monocultures.

State forests create main part of this forest land. Total forest area managed by Forests of the Czech Republic, state enterprise is 152,521 ha. In present the area of 19,020 ha represents declining spruce stands and area of 12,649 ha is created by breaking and dying spruce stands. Due to this status, Forests of the Czech Republic, state enterprise funded the project “Forest stands decline in Forest District Jablunkov – determination of causation complex of damage and proposed measures” in the period of 2006-2008. Presented article is focused on the main results from this project and consequently on the other results from projects managed by FGMRI in presented area.

### Causation

The main causation of the Norway spruce decline in the Beskydy Mts is the fact that spruce was cultivated in Beech and Beech with Fir forest vegetation zones, i.e. on localities naturally dominated by broadleaves.

Spruce stands disintegration is caused by a combination of three main influences: (1) serious nutrient disturbances consisting in nutrient exhaustion of upper soil horizons and minimal base saturation, (2) gradual change of climatic conditions and (3) massive occurrence of fungi (*Armillaria ostoyae*) and bark beetles (*Ips typographus*, *Ips duplicatus*). It was observed that affected trees change the colour of needles (from yellow to even brown). Only one or two needle year-classes instead of four or five remain. Trees gradually decline and consequently die.

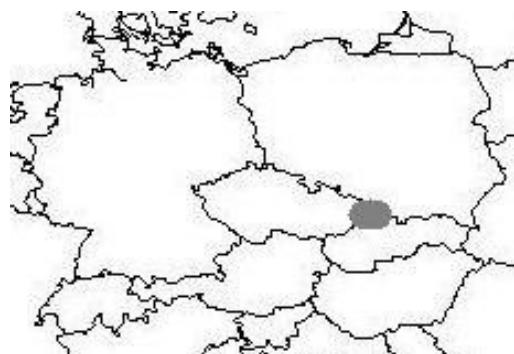


Fig. 1. Location of the Slezske Beskydy Mts.

### Climatic conditions

Climatic studies (BAGÁR 2007) support changes of precipitation amounts and its pattern as well as changes of temperature and sunshine in the period 1961 – 2006 in comparison with long-term average values in 1901 – 1950 and with calculated standard of 1961 – 1990 (Fig. 2).

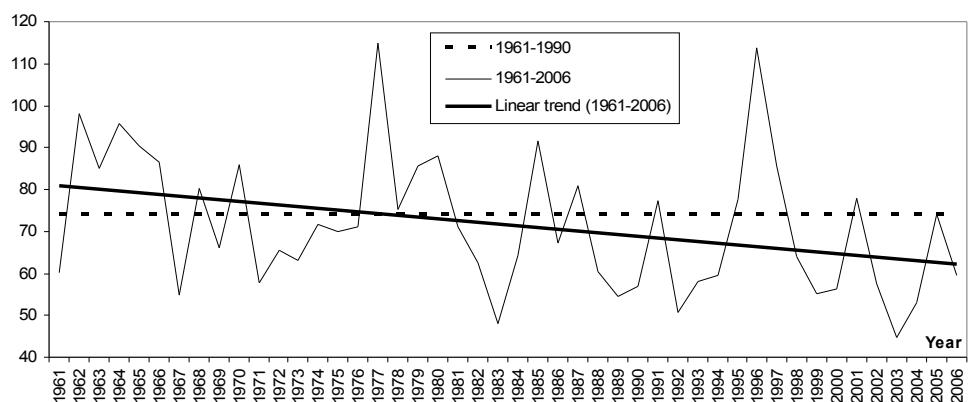


Fig. 2: Lang factor according the data of Czech Hydrometeorological Institute (station Opava) 1961 - 2006 compared to normal 1961 – 1990 (BAGÁR 2007).

In the frame of climate analysis significant trends were found (BAGÁR 2007)

- Growth of average annual temperatures as well as the temperature in the vegetation period.
- Decreasing of annual precipitation amounts as well as the precipitations in the vegetation period.
- Changes of precipitation patterns and increasing number of torrential rains.
- Significant growth of sunshine and potential evapotranspiration.
- Occurrence of humidity deficit in all monitored periods.

### **Health condition, nutrition and immission**

Health condition of spruce stands continually decreased in the observed period. Rapid change in health condition (up to dying) was found for the stands and individuals with mean defoliation, mainly due to attack by biotic agents (honey fungus and bark beetle). Effect of elevation and forest type on health condition of spruce stands was not observed. On the other hand, younger stands (up to age of 30 years) showed lower defoliation compared to older stands (Fig. 3). But yellowing was detected in the young stands as well.

Despite of the fact that major part of the stands is located on nutrient rich soil category, serious nutrient

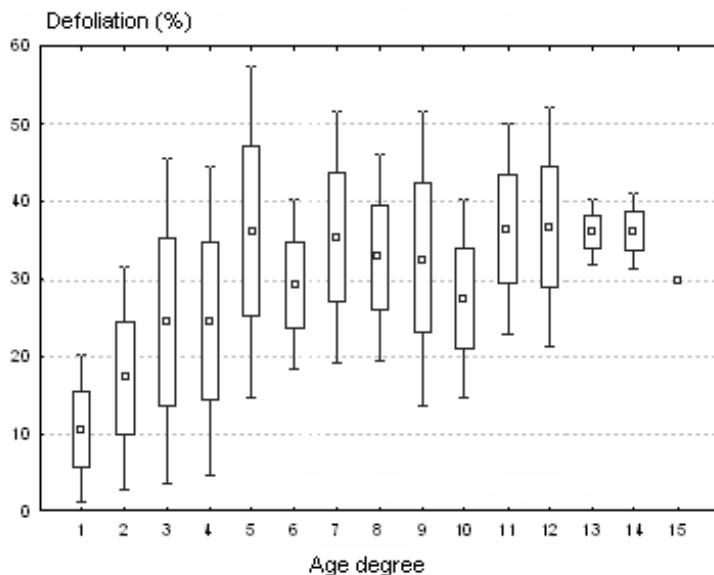


Fig. 3: Defoliation (box plots – mean with standard deviations) by age degrees in the spruce stands (according to ŠRÁMEK ET AL. 2007).

disturbances were found in some localities. Historical immission load is probably main reason of this status. In the spruce and beech stands with mean damage, typical stage of basic nutrients was observed, i.e. higher nutrient exhaustion in upper soil horizons under spruce stands and in lower soil horizons under beech stands. But in the heavily damaged localities, minimal base saturation was determined in the whole soil profile under both, spruce and beech stands. Principal amount of nutrients remains only in the humus horizons.

Current concentration of  $\text{SO}_2$  and  $\text{NO}_x$  are under limits and these immission are not risk to health condition of stands. On the other hand, higher concentrations of ozone were detected in the last years, mainly during the summer. But observed values corresponded with results from the other localities in the Czech Republic.

Level of current acid deposition is not critical in the observed area, but this amount is not negligible compared to other localities in the Czech Republic. Additionally, this deposition together with observed status of forest soils can be limiting for spruce stands in the future.

### **Biotic factors**

Main biotic harmful factors (honey fungus and bark beetle) are crucial for current status of spruce stands in the observed area. Chronic course of attack of *Armillaria ostoyae* massively converts into acute phase. It means dying of cambial tissues and quick drying of invaded trees. This trend is supported by repeated dry periods in the last years (see above). Constant increase and spread of bark beetle was observed in spruce stands. Species composition is wider, but main damage is caused by *Ips typographus* and *Ips duplicatus*, partly by *Pityogenes chalcographus* and *Ips amatinus*.

### **Consequences**

The health condition of the forest in the Beskydy Mts. described above must be reflected in forestry management. The main principles of the new forestry concept in the region consist in:

- Differentiated change of species composition,
- More natural continuous cover forestry,
- Adequate thinning regime supporting water management in the forest stands and fertility of forest soils.

The system of silvicultural treatments proposed below is based on information collected in the region by previous studies. Conclusions can be summarized as follows:

- Mosaic and discontinuous forest decline with relatively low effect of site condition.
- Imbalanced and disrupted nutrition of forest stands (especially low content of Ca and Mg and increased content of Pb and S in humus) and very low values of base saturation.
- Interrelation between health condition and climate, especially adverse effect of drought.
- Low difference in soil conditions in spruce and beech stands.
- Better health status of younger stands.

### **Species composition**

Target tree species composition (TTSC) is composition at the end of rotation optimized from the viewpoint of economy, biology and ability to fulfill all requested forest functions and services with respect of particular natural conditions. For the process of forest conversion, TTSC was proposed in two variants: Basic TTSC and Transient (Ameliorative) TTSC. Basic TTSC proceeds from the present information on spruce decline and increased drought stress on the sites unsuitable for spruce. It can be reached in longer time horizon (1 or 2 rotations). Transient Ameliorative TTSC is based on ability of some mostly broadleaved species to ameliorate the site, to draw the nutrients from deeper horizons and to decrease of acid deposition in throughfall. The main aim of this composition is to ameliorate the site and to prepare it to gradual introduction of Basic TTSC.

In studied area Jablunkov, four units of forest types prevail. First it is fertile and exposed localities of Beech with Fir forest vegetation zone (FVZ) - *Abieto-Fagetum* with approximately 47 thousand hectares and second it is fertile and exposed localities of Beech FVZ – *Fagetum* together 7.5 thousand hectares. Natural species composition of forest stands on these sites consists of beech, fir, sycamore, elm and in higher elevation with admixture of Norway spruce. The present mostly declining spruce stands must be consequently converted into more stable structured mixed stands (Tab. 1). The basic strategy for forest conversion is based on following principles:

- To save an admixture of Norway spruce for future natural regeneration in Beech with Fir FVZ.
- To omit Norway spruce in lower Beech FVZ (there is no chance for its natural regeneration).
- Proportion of beech would not be increased in species composition (it is not the best species from the viewpoint of amelioration and production).
- Proposed species composition should be widened by species as Fir, Wild cherry, Elm, Aspen and Birch and enriched by introduced Douglas fir. These species are efficient from the viewpoint both amelioration and production.

### **Techniques of conversion**

During the conversion of forest stands it is recommended to utilize the positive effect of the present stands, especially ability to soften the climate extremes, to protect the forest soil from erosion, drying out or from increased water table. From this reason, the most common techniques recommended for conversion are interplanting and underplanting.

Interplanting is made in young stands (to the top height ca 4 m) where it is possible to integrate the present stand into the newly created structures. Regeneration elements can have a character of strips or round openings both with shelter or clear cut.

Underplanting is used in older stands and present stand is generally not included into new forest structure. This technique is recommended in open canopy stands. If not, the canopy should be decreased to 40 – 60%. The optimal area of the regeneration element is ca 300 – 800 m<sup>2</sup> (area not shadowed by crowns). Very important is the planting position. Drip zones of the shelter trees should be avoided.

### **Rotation and period of regeneration**

Declining forest stands should be differentiated according to their health condition into three categories:

- A - Relatively healthy stands with proportion of heavily damaged trees (defoliation 60%+) lower than 10%,
- B - Declining stands with proportion of heavily damaged trees 11 - 30%,
- C - Heavily damaged stands with proportion of heavily damaged trees over 31%,

In the stand of the category A, rotation should be decreased to 100 years and regeneration should start at 81 years.

In the stand of the category B, rotation should be decreased to 90 years and period of regeneration to 40 years with the start of regeneration at 71 years. In the stands of category C rotation is not assessed and regeneration is urgent and immediate.

Tab. 1: Proposition of target tree species composition (TTSC) for fertile and exposed sites of Beech with Fir forest vegetation zone (*Abieto-Fagetum*) and for fertile and exposed sites of Beech forest vegetation zone (*Fagetum*) in Forest District Jablunkov in North-Western part of the Beskydy Mts. (digits show the decimal proportion of particular tree species).

Forest tree species composition															
<b>Fertile sites of <i>Abieto-Fagetum</i></b> 40,257 ha		N S	EB	SF	La	Li	M a	O	H B	A	D g	W C H	A sp	E	B R
Forest plan for spruce dominated sites	6- 7	2-1	1-2				0- 1					+			
Forest plan for beech dominated sites	0- 2	7-5	2-1	+			0- 1					+	+	+	
Natural composition	+	5-7	3-5				+							+	
<b>Basic TTSC</b>	1- 3	2	2	1- 2	0- +	+	2		0- 1	0- 1		+	+	0-+	
<b>Ameliorative TTSC</b>	0- 1	1-2	2-3	0- +		1- 3					+	0-1	1	0-+ 0- 2	
Forest tree species composition															
<b>Exposed sites of <i>Abieto-Fagetum</i></b> 7,292 ha		N S	EB	SF	La	Li	M a	O	H B	A	D g	W C H	A sp	E	B R
Forest plan for spruce dominated sites	5- 7	2-1	1-2				0- 1							+	
Forest plan for beech dominated sites	2- 3	6-4	1				0- 2						+	+	
Natural composition	+	5	5				+								
<b>Basic TTSC</b>	1- 3	2	1-2	1- 2	0- 1	1- 2			0- +		0-1	0- +	0-+ 0- +	0- +	
<b>Ameliorative TTSC</b>	0- 1	2-3	2	0- +	0- 1	1- 3			0- +		1	0- +	0-1	1	
Forest tree species composition															
<b>Fertile sites of <i>Fagetum</i></b> 6,518 ha		N S	EB	SF	La	Li	M a	O	H B	A	D g	W C H	A sp	E	B R
Forest plan for spruce dominated sites	5- 4	2-3	0-2	1- 2	0- 1	+	+			+	+	+			
Forest plan for beech dominated sites	-	5-9			1- 0	1- 0	0		- 3	+		+		+	
Natural composition	-	8	2		+	+	+			+					
<b>Basic TTSC</b>	0- 1	2-3	2-3	1- 2	0- +	0- 1	0- +	0- 1	0- +	0- 1	0-1	0- +	0-+ 0- +	0- +	
<b>Ameliorative TTSC</b>	0- 1	2-3	2	0- +	1- 2	1- 2			0- +	0- +	1	0- +	0-+ 0- +	0- +	

### Thinning

The previous study of the health condition of forest stands in the Beskydy Mts. showed that younger stands (up to age of 40 years) are less defoliated compared to older stands (see Fig. 3). Therefore, the stabilization of these stands by proper treatment is urgent. The main objectives of thinning of young spruce stands in the Beskydy Mts. are following:

- Maintaining vitality and stability of dominant trees, i.e. to increase vitality of whole stands before conversion into the stands with more natural species composition.
- Reduction of stand interception for better water management of stands.
- Creation of microclimate favourable to continual decomposition of litter (improvement of soil conditions, prevention of raw humus accumulation).

Thinning models for stands with prevailing Norway spruce are based on one very heavy thinning at the thicket stage; at the top height  $h_0$  5 m. First, heavily damaged trees are to be removed by negative selection both from below and from above. Thereafter, trees with medium damage are removed from below and above, respectively. This first thinning is finished by traditional negative selection from below resulting in recommended density (Fig. 4). During the thinning, support of admixture of shade-tolerant broadleaved species (especially beech) is recommended as well.

First heavy thinning stimulates diameter increment of trees left after thinning as individuals with higher relative stress resistance. Consequently, the resistance of spruce stands to snow and rime damage is increased. Open canopy improves stand microclimate (higher air and soil temperature, higher soil moisture) resulting in continuous litter-fall decomposition. Annual litter-fall in the spruce thicket exceeds 5 tons of dry-mass per hectare and litter decomposition is important process of nutrient balance maintenance in the spruce stands. From the second thinning (especially for relatively healthy stands), combination of low and high thinning is recommended in case of improvement of health condition.

Recommendations for thinning were prepared as thinning models where number of trees per hectare is proposed across to top height (the mean height of 100 thickest trees per hectare). Models are differentiated according to health condition of the stands (to 25% of damaged trees and over 25% of damaged trees) and according to site type (exposed sites 41 and 51 and fertile sites 45 and 55). Proposed densities are compared with growth tables ČERNÝ ET AL. (1996).

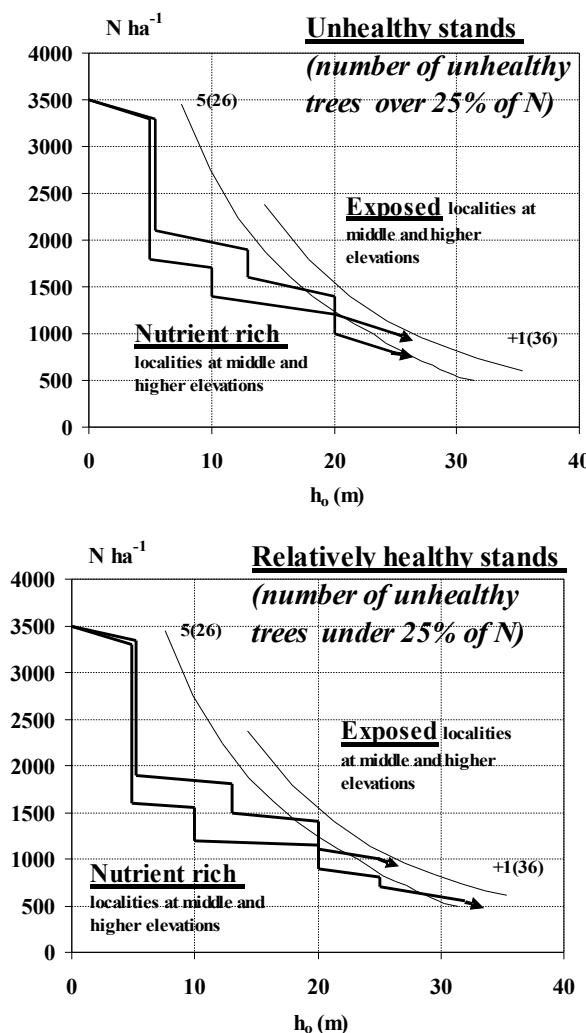


Fig. 4: Thinning programs for spruce stands differentiated according to health condition of the stands and site type compared with growth tables Černý et al. (1996) for site indexes +1 (36) a 5 (26).

## Literature

- BAGÁR, R.: Vývoj klimatických podmínek v oblasti Lesní správy Lesů České republiky Opava v letech 1961 – 2006 z dat ČHMÚ./Climate conditions in the area of forest district Opava in 1961-2006 on the data of the Czech Hydrometeorological Institute/. Opava. Zpráva /Report/, 19p., 2007.
- ČERNÝ, M., PAŘEZ, J., MALÍK, Z.: Růstové a taxační tabulky hlavních dřevin České republiky. (Smrk, borovice, buk, dub.) /Growth tables of the main forest tree species in the Czech Republic (spruce, pine, beech, oak)/. Jílové u Prahy, IFER, 245 p. 1996.
- ŠRÁMEK, V. ET AL.: Chrádnutí lesních porostů na LS Jablunkov - určení komplexu příčin poškození a návrh opatření na revitalizaci lesa. /Forest decline on forest district Jablunkov – causation and measures for revitalization/. Dlouhodobá technická zpráva II a realizační výstup I. VÚLHM, v.v.i., Strnady , 27 p. 2007.

## Acknowledgements

This study was supported by the long-term project of the Czech Ministry of Agriculture MZE-0002070203.

## Summary

Forest land in Northern Moravia represents ca 197 thousand hectares. From this amount 76% area is covered by coniferous (mostly Norway spruce) and 24% by broadleaved. Various phenomena of forest decline were observed on 24% of forest land, i.e. on ca 32 thousand hectares. Massive dying has been recorded in spruce stands cultivated in oak-beech and beech vegetation zones (elevation 400 – 600 m, mean temperature 6,0 – 7,5 °C, precipitation 650

– 800 mm), i.e. in the zones where spruce is not the original species, at least not in monocultures. This catastrophic situation is caused partly by continuous change of climate and partly by attack of honey fungus (*Armillaria mellea*). Forest decay is accelerated by bark beetles. It is apparent that cultivation of Norway spruce in this region in previous extent will be impossible in future. The study brings more detailed information about this ecological catastrophe and the main principles of the new forestry concept in Northern Moravia which consist in the differentiated change of species composition, adequate thinning regime, more natural continuous cover forestry supporting water management in the forest stands and fertility of forest soils.

## Abschnittsweise Modellierung zur Analyse langfristiger Sturmschadensdaten von waldwachstumskundlichen Versuchsflächen<sup>1</sup>

*Axel Albrecht, Ulrich Kohnle, Marc Hanewinkel*

*Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Postfach 708, 79007 Freiburg*

### Einleitung

Stürme wirken sich vielfältig auf Wälder aus und stellen insbesondere für die Holzproduktion der Forstbetriebe ein erhebliches Risiko dar. Gebrochene und geworfene Bäume müssen rasch nach einem Sturm aufgearbeitet werden, um Holzentwertung und drohendem Insektenbefall entgegenzuwirken. Direkt nach verheerenden Stürmen tritt meist ein schlagartiger Preisverfall am Holzmarkt auf, dessen erlösmindernde Wirkung durch erhöhte Aufarbeitungs- und Transportkosten sowie Ernteverluste durch gesplittetes Holz noch weiter verschärft wird. Langfristig gesehen werden je nach Bezugsregion und -zeitraum durchschnittliche Sturmholzanteile am Gesamteinschlag auf 5 bis 20% beziffert (Rottmann 1986, Schelhaas et al. 2003). Dieser Anteil kann bezogen auf Sturmjahre auch 100% betragen und dabei den planmäßigen Hiebssatz um ein Vielfaches übersteigen. Innerhalb der naturalen Produktionsrisiken in Deutschland und Mitteleuropa stellt Sturm mit über 50% der Schadensmassen die wichtigste Schadursache dar. Berücksichtigt man, dass Borkenkäferschäden vorwiegend durch Sturmschäden initiiert werden, dann wird die dominierende Rolle von Sturmschäden noch deutlicher.

Grundlage zur Schadensvermeidung liefern Ursachenanalysen, die entweder mit experimentellen Methoden die biegemechanischen und strömungsplastischen Eigenschaften von Bäumen und Wäldern untersuchen (physiologische, mechanistische und Windkanaluntersuchungen) oder die Schadfaktoren realer Schäden a posteriori extrahieren (terrestrische und Luftbildverfahren, häufig statistische Modelle). Experimentelle Untersuchungen (z. B. Brüchert und Gardiner 2006, Cucchi et al. 2005, Elie und Ruel 2005, Fraser 1964, Gardiner 1995, Gardiner et al. 1997, Guitard und Castera 1995, Peltola et al. 1999) liefern wertvolle Erkenntnisse über physikalische Zusammenhänge, die zum Bruch und Wurf von Bäumen führen. Diese Erkenntnisse können dann auf größere Flächen übertragen werden. Repräsentative Mengenbilanzen mit Aussagen über die gesamte Waldfläche oder die Rekonstruktion realer Schadmuster lassen sich jedoch nur aus empirischen Untersuchungen gewinnen (z. B. Bock et al. 2005, König 1995, Rich et al. 2007).

Statistische Modelle in der Sturmschadensmodellierung beschreiben entweder die binäre Baumeigenschaft Schaden ja/nein oder Schadmengen- und Flächenanteile. In beiden Fällen wird die Antwortvariable verallgemeinert, d. h. monoton transformiert, und die Verteilungsannahme für das anzupassende verallgemeinerte Modell ist in der Regel binomial bzw. quasibinomial (d. h. mit overdispersion). Es gibt jedoch auch insbesondere großflächige Untersuchungen, in denen die Schadensmarke für ganze Waldbestände nur binär kodiert werden kann (Schadfläche ja/nein), da genauere Informationen nicht vorliegen. Die absoluten Schadholzmengen eignen sich nicht als Antwortvariable, da sie keinen direkten Bezug zur Schadensschwere aufzeigen. Beispielsweise kann eine Schadensmenge von 200 Efm/ha entweder bedeuten, dass ein 35-jähriger Waldbestand komplett, oder dass in einem 120-jährigen Bestand nur ein Viertel des Holzvorrats geschädigt wurde.

Untersuchungen mit der Antwortvariablen auf Einzelbaumebene bauen meist auf einzelbaumspezifischen Prädiktoren auf. Häufig stammt die verarbeitete Einzelbauminformation aus Stichproben-Waldinventuren, bei denen die geringe Größe der Stichprobennpunkte keine zuverlässige Schätzung bestandesspezifischer, dendrometrischer Informationen erlaubt. Im Gegensatz dazu lässt sich eine ganze Reihe den Standort charakterisierender Eigenschaften in der Regel einfach mit Einzelbaumdaten aus Waldinventuren verknüpfen (z. B. topographische Information, Schmidt 2006, Schmidt et al. 2009). Daher wurden zusätzliche bestandesspezifische Informationen bei einzelbaumbasierten Untersuchungen bislang nur in wenigen Untersuchungen berücksichtigt (z. B. Schmidt et al. 2009, Scott und Mitchell 2005, Valinger und Fridman 1997). In kleinflächigeren Untersuchungen, wie bei Scott und Mitchell (2005) ist zwar eine solche Kombination möglich. Die Übertragbarkeit der Ergebnisse ist jedoch begrenzt, da es sich dabei lediglich um Fallstudien handelt (Valinger et al. 1993). Im Gegensatz hierzu weisen bestandesweise Datensätze keine Einzelbauminformationen auf.

Da Sturmschadensuntersuchungen aller Forschungsteilbereiche sowohl einzelbaum- als auch bestandesweise Charakteristika als plausible Schadursachen ermitteln konnten, erscheint es sinnvoll, diese beiden Informationsebenen für verbesserte Schadprognosen gleichzeitig zu berücksichtigen.

Vor diesem Hintergrund wurden für den vorliegenden Beitrag folgende Zielsetzungen erarbeitet:

- Extraktion wesentlicher Sturmschadensfaktoren, bewusst für mehrere Sturmereignisse
- Quantifizierung der Einflussanteile der verschiedenen Parametergruppen (Orographie, Boden, Wind, Waldzustand, Waldbewirtschaftung etc.)
- Gefährdungsreihung der Baumarten
- Bedeutung der Datenebenen Bestand vs. Einzelbaum

<sup>1</sup> Die vorliegende Arbeit wurde teilweise durchgeführt und finanziert im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes „Wertleistungsoptimierte Waldwirtschaft auf der Ostalb“ (Förderkennzeichen 0330622).

DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

Der vorliegende Beitrag stellt als Excerpt der Dissertation des Erstautors (Albrecht 2009) das Datenmaterial, die Untersuchungsmethodik und einige Hauptergebnisse der Untersuchungen dar.

## Material und Methoden

### Datensatz

Es wurden ca. 1.200 langfristige wachstumskundliche Versuchsflächen mit ca. 900.000 Baummessungen für die Sturmschadensanalyse verwendet. Hiervon wurden ca. 20.000 Bäume als Sturmschäden vorwiegend aus den Stürmen von 1999, 1990, 1984 sowie 1967 registriert. Die Lage der Versuchsflächen in Baden-Württemberg ist in Abbildung 1 zu sehen.

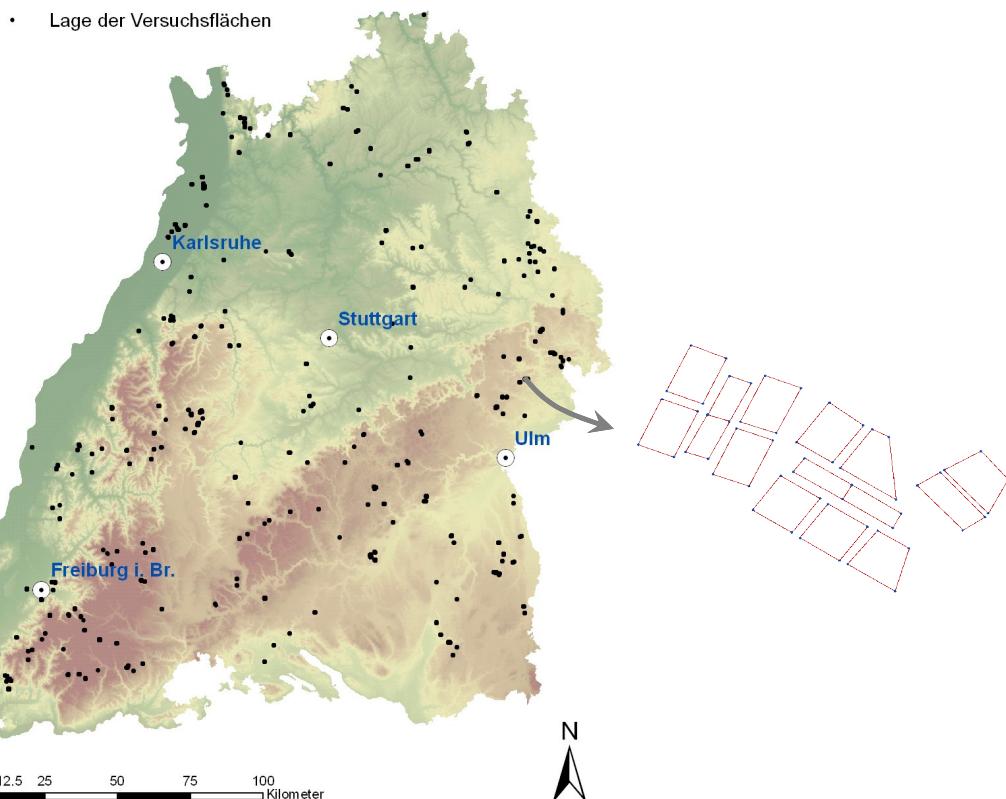


Abbildung 1: links: Verteilung der Versuchsflächen in Baden-Württemberg (schwarze Punkte), rechts: Beispieldetailliert, geklumpte Lage mehrerer Felder einer Versuchsfläche. Grundlage: Digitales Geländemodell 25m © Landesvermessungsamt Baden-Württemberg ([www.lv-bw.de](http://www.lv-bw.de)), 29.11.2002; AZ.: 2851.9-1/3

Die räumliche Lage der Versuchsflächen weist keine größeren Fehlstellen auf und wirkt räumlich mehr oder weniger repräsentativ verteilt. Es ist jedoch eine geklumpte Lage mehrerer Felder in einer Versuchsfläche zu beobachten, aufgrund der von räumlicher Korrelation von Beobachtungen auszugehen ist. Die Verteilung auf die forstlichen Standorte zeigte, dass ca. 5 % der Versuchsflächen auf vernässenden Standorten anzutreffen sind (vernässend, stark vernässend, Auewald- und grundwasserbeeinflusste Standorte), wohingegen dieser Anteil im gesamten standortkartierte Wald in Baden-Württemberg bei knapp 9 % liegt. Die Beurteilung der Stabilität im Zuge der Standortskartierung nach dem südwestdeutschen Verfahren (zusammenfassende Beurteilung mehrerer Standortskriterien) ergab einen Flächenanteil labiler Standortseinheiten von 9,8% für die Versuchsflächen und 10,2% für den gesamten standortkartierte Wald. Dieser Unterschied ist so gering, dass die Situation im Versuchsflächennetz in dieser Beziehung als repräsentativ angesehen werden kann.

87 % der Versuchsflächen sind Reinbestände, wenn als Definition für Reinbestände das Vorkommen einer Baumart mit mindestens 80 % Vorratsanteil zugrunde gelegt wird. Der Großteil der Bestände ist von einschichtiger Struktur. Die Nadelbaumarten dominieren den Datensatz klar und stellen knapp 90 % des Datenmaterials. Innerhalb der Nadelbaumarten ist die Fichte mit 47 % am stärksten vertreten, gefolgt von Douglasie mit 21 %. Bei den Laubbaumarten hat die Buche einen Anteil von etwa 9 %, die Eiche von 2 %. Beim Vergleich der Baumartenzusammensetzung und Altersklassenverteilung der Versuchsflächendaten mit denen des Staatswaldes in

Baden-Württemberg fällt insbesondere auf, dass junge Douglasienbestände (0 bis 40-jährig) in den Versuchsfächlen stark überrepräsentiert und junge Buchenbestände (0 bis 60-jährig) stark unterrepräsentiert sind.

Die Datenerhebungen auf den Versuchsfächlen finden in der Regel alle fünf Jahre statt, so dass die meisten Bäume mehrfach gemessen wurden. Obwohl einige Beobachtungen bis ins 19. Jahrhundert zurückgehen, repräsentiert der Datensatz vorwiegend den Zeitraum ab 1950. Die Information Sturmschaden wurde im Zuge dieser periodischen Datenerhebungen auf der Ebene des Einzelbaums erhoben und ist aus erhebungstechnischen Gründen nicht nach den Schadformen Schaftbruch und Sturmwurf differenziert. Auf der Grundlage der Einzelbaumdatenerhebungen wurden dann Bestandeskennwerte errechnet, die z. B. Bestandesdichte, die Spitzenhöhe oder die Entnahmemengen bei Durchforstungen beschreiben. Zusätzlich zu den jeweils aktuellen Zustandsdaten liegen Informationen über die jeweilige Bestandsgeschichte vor.

#### Modellierungskonzept

Für die Auswertung der umfangreichen Daten wurden zunächst die Antwortvariablen auf der Einzelbaum- und der Bestandesebene mit deskriptiver Statistik ausgewertet. Die Einzelbauminformation wurde binär codiert (Sturmschaden ja/nein), und auf der Bestandesebene wurde der sturmbedingt ausscheidende Grundflächenanteil berechnet. Die möglichen Zusammenhänge der Schäden mit Begleitumständen (Prädiktoren) wurden dann in einem zweiten Schritt mit statistischen Modellen untersucht. Hierfür wurde ein vierphasiges Modellierungskonzept angewendet, bei dem im ersten Schritt die allgemeine bestandesweise Auftretenswahrscheinlichkeit von Sturmschäden modelliert wurde. Hierfür wurde Flächen, auf denen es zu Schäden kam, der Wert 1 (Schaden) zugewiesen, ungeschädigte Flächen erhielten den Wert 0 (kein Schaden). Im zweiten Schritt wurde dann für Bestände mit Schäden modelliert, ob es auf einer Fläche zu Totalausfall durch Sturmschäden kam. Als Totalausfall galten hierbei Sturmschäden, bei denen mehr als 75 % der Grundfläche ausfiel. Diese beiden Modellierungsschritte wurden getrennt für sechs Baumartengruppen durchgeführt. Im dritten Modellierungsschritt wurde schließlich auf den verbleibenden teilgeschädigten Flächen (Flächen mit Schäden aber ohne Totalausfall) die Schadmenge modelliert. Im vierten und letzten Schritt wurde die bestandesweise Schadmengenschätzung aus dem dritten Teilschritt verwendet und unter Zuhilfenahme von Einzelbauminformationen differenziert einzelnen Bäumen zugeteilt. Abbildung 2 veranschaulicht die vier Modellierungsschritte dieses Modellierungskonzepts.

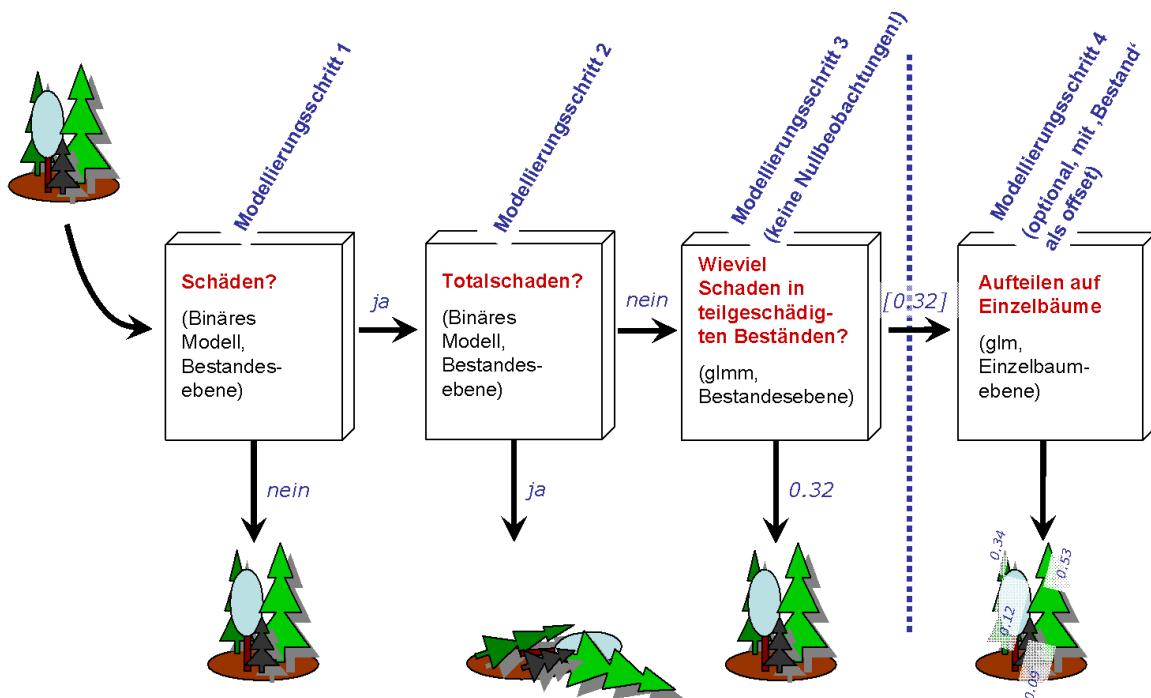


Abbildung 2: Schematische Übersicht der Modellierungs-Teilschritte zur Analyse der Versuchsfächlendaten

Wichtige Aspekte dieses Konzepts sind, dass ab Modellierungsschritt 2 keine bestandesweisen Beobachtungen ohne Sturmschäden mehr im untersuchten Datensatz auftreten, sowie, dass erst in Schritt 4 die sehr umfangreichen Einzelbaumdaten analysiert werden. Die Modellanpassungen der Schritte 1 und 2 wurden getrennt je Baumart durchgeführt, wohingegen die Modelle der Schritte 3 und 4 für alle Baumarten zusammen angepasst wurden. In

diesen beiden Schritten war eine baumartengetrennte Modellierung nicht notwendig, da sich die zunächst baumartenweise angepassten Modelle nur gering voneinander unterschieden. Deshalb wurde die Information „Baumart“ hier als nominal skalierte Variable übergeben. Es liegen somit insgesamt 12 Teilmodelle vor (6+4+1+1), deren jeweilige Schätzungen für den Anwendungsfall multiplikativ als bedingte Wahrscheinlichkeit verknüpft werden können.

Die räumliche Klumpung der Felder in Versuchsflächen wurde durch die Technik der gemischten Modellierung berücksichtigt. Kennzeichen der gemischten Modellierung ist die Kombination fester Effekte (klassische Prädiktoren) mit zufälligen Effekten. Die zufälligen Effekte stellen diejenige Varianzkomponente dar, die sich auf die nominal bekannte Gruppenzugehörigkeit von Beobachtungen bezieht (Littell et al. 2006, Singer 1998, The SAS Institute Inc. 2006). Im vorliegenden Fall bezeichnet diese Komponente die Zugehörigkeit von Feldern zu Versuchsflächen. Zufällige Effekte haben zwar keinen inhaltlichen direkten (kausalen) Erklärungswert, können jedoch für die Suche nach weiteren Prädiktoren benutzt werden, da sie – insbesondere bei hierarchischen Datensätzen – Aufschluss über die Lokalisierung zusätzlicher Varianz geben.

Die Modellanpassungen wurden als verallgemeinerte lineare gemischte Modelle mit der Prozedur GLIMMIX in SAS durchgeführt. Die „Verallgemeinerung“ bei dieser Modellierungstechnik bezeichnet die Transformation der nicht normalverteilten Antwortvariablen mit dem Ziel, nach der Transformation eine lineare Regression durchführen zu können. Es wurde die Logit-Transformation angewendet, und somit kann man die Modelle auch als logistische Regressionen bezeichnen. Die Verteilungen der Modellierungsschritte 1, 2 und 4 wurden als binär, die des Modellierungsschritts 3 als binomial angenommen.

Verknüpfung der Bestandes- mit den Einzelbaumdaten (Schritt 3 zu Schritt 4) erfolgte über den sog. offset-Wert. Dieser Wert, auch als Versatzwert bezeichnet, ist in Abb. 2 beispielhaft mit 0,32 eingezeichnet. Dieser Wert wird bei der Modellgleichung in Schritt 4 wie ein zusätzlicher Prädiktor behandelt, dessen Koeffizient nicht frei geschätzt sondern auf den Wert 1 fixiert wird. Somit fließt für alle Bäume eines Bestandes die Schätzung aus Schritt 3 quasi als Startwert in die rechte Seite der Modellgleichung von Schritt 4 ein. Dieses Vorgehen lässt sich formalisieren zu (1), wobei  $\hat{y}_{vf}$  für den Versatzwert (offset) steht, und  $x'_{vf} \beta$  den Vektor der festen Effekte, also die Einzelbaumprädiktoren beschreibt.

$$\text{logit}(\pi_{vf}) = \hat{y}_{vf} + x'_{vf} \beta \quad (1)$$

mit  
v: Index für Versuchsfläche  
f: Index für Feld  
b: Index für Baum

Modellierungsschritt 4

Die Modellgüte wurde mit Hilfe sog. ROC-Kurven beurteilt (receiver operating characteristic). Grundlage hierfür ist die Genauigkeit der Klassifizierung von Ereignissen und Nichtereignissen (Klassifikationstabelle). Dieses Verfahren ist besonders geeignet für die Beschreibung der Modellgüte bei binären und ordinalen Antwortvariablen und erfordert keine Festlegung eines deterministischen Schwellenwertes, funktioniert also schwellenwertfrei (Gönen 2007, King 2002).

### Ergebnisse

In Tabelle 1 sind die gesamten Häufigkeiten der Baummessungen, sowie die Anzahlen sturmgeschädigter Bäume und der Sturmanteile wiedergegeben. Am stärksten von Sturmschäden betroffen zeigt sich die Douglasie mit etwa 4%, gefolgt von der Fichte mit 2% Schadanteil. Die Buche fällt mit 1,4 % bereits deutlich gegenüber diesen beiden Nadelbaumarten ab, und mit 1% und weniger liegen die Schadanteile bei Tanne, Kiefer und Lärche (jap. und europ. Lärche zusammen) sowie Eiche noch tiefer.

Tabelle 1: Anzahl der Baummessungen nach Baumartengruppen und Anteile der sturmgeschädigten Bäume.

Baumarten- gruppe	Gesamt- anzahl	% [d. Spalte Gesamtanzahl]	Anzahl der sturmge- schädigten Bäume	% [d. Zeile]
Bu	83918	8.7	1151	1.4
Dgl	205543	21.3	8617	4.2
Ei	19039	2.0	72	0.4
Fi	457717	47.3	8926	2.0
KieLae	116354	12.0	680	0.6
Ta	84150	8.7	883	1.0
	<b>966721</b>		<b>20329</b>	<b>2.1</b>

Erstaunlich hoch ist der Anteil sturmgeschädigter Douglasien. Er ist etwas doppelt so hoch wie bei Fichte. Zusammen weisen diese beiden Nadelbaumarten die höchsten Schadanteile auf. Unter den Laubbäumen zeigt die Buche die höchsten Schadanteile, deren Wert sogar den der Nadelbaumart Tanne übersteigt. Eine Beschreibung der Standorte, auf denen die verschiedenen Baumarten vornehmlich vorkommen, folgt an späterer Stelle.

In Abbildung 3 sind die bestandesweisen Schadprozente wiedergegeben. Diese Werte wurden als sturmbedingt ausscheidende Grundflächenanteile berechnet und sind getrennt nach Baumartengruppen als Häufigkeitsdiagramme dargestellt. Dabei beinhaltet die linke Teilgrafik den gesamten Wertebereich von 0 bis 100 %, und es fällt auf, dass die meisten Bestände in der Klasse mit den geringsten Schäden auftreten. Die meisten Bestände weisen also keine, oder nur sehr geringe Sturmschäden auf. Deshalb wurde in der rechten Teilgrafik der Wertebereich auf Werte > 5% beschränkt. In dieser Darstellung wird deutlich, dass eine gewisse U-förmige Verteilung der Schadprozente vorliegt. So sind Werte zwischen 5 und 50% mit abnehmender Häufigkeit zu beobachten, zwischen 50 und 80% sind insgesamt sehr wenige Beobachtungen vorhanden, und ab ca. 80% steigt die Häufigkeit von Beständen mit Sturmschäden wieder an.

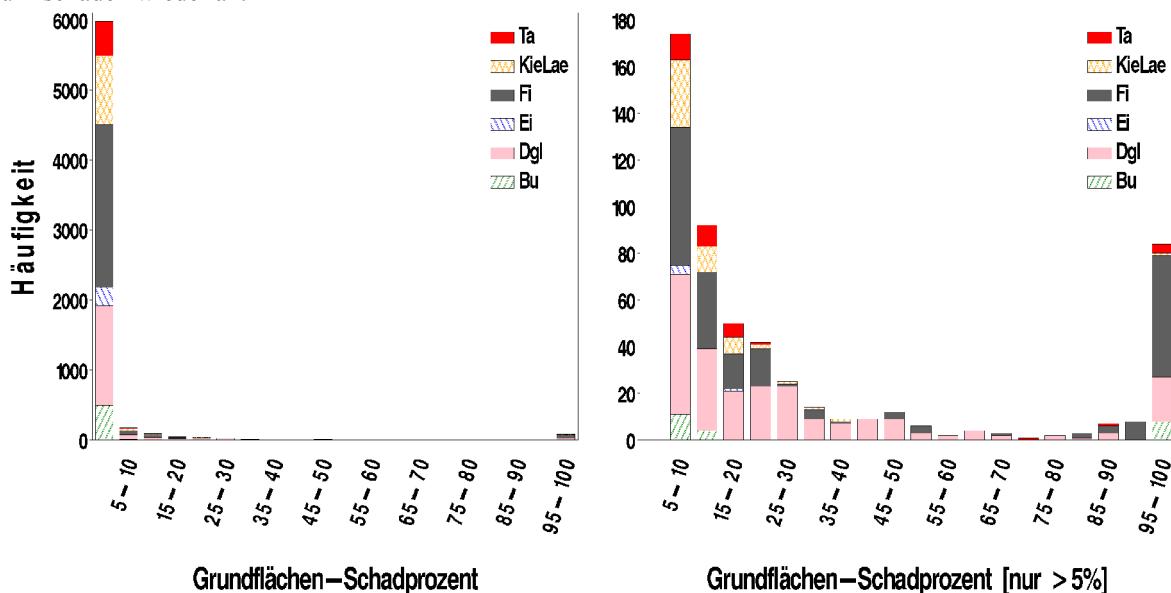


Abbildung 3: Histogramme des bestandesweisen Grundflächenschadprozents für Sturmschaden getrennt nach Baumartengruppen. Links: gesamter Wertebereich, rechts nur für Prozentwerte größer 5%.

Charakteristisch ist also, dass ungeschädigte Bäume und Bestände sehr häufig vorkommen und dass bei Auftreten von Schäden entweder geringe und mittlere Schäden bis 50% auftreten, bzw. Bestände flächig ausfallen. Diese Verteilungseigenarten führten zur Auswahl des Modellierungskonzepts mit einem schrittweisen Vorgehen.

Die Ergebnisse der statistischen Modellierung wurden stark zusammengefasst, da nicht jedes einzelne der insgesamt 12 Modelle vorgestellt werden kann. Im Zuge dieser Zusammenfassung wurde für jeden Prädiktor ein Gewicht berechnet, so dass die Summe aller Gewichte der Prädiktoren in den 12 Modellen 1 ergibt. Bei dieser Gewichtung wurden die vier Modellierungsschritte gleich gewichtet, und bei den baumartengetrennten Schritten 1

und 2 wurden auch die Baumartenanteile berücksichtigt. Die genaue Berechnungsformel kann in Albrecht (2009, S. 104) nachgeschlagen werden.

In Tabelle 2 ist für jeden ausgewählten Prädiktor („Effekt“) der gewichtete Einfluss aufgelistet. Von herausragender Bedeutung sind die Informationen Baumartengruppe (29%) sowie Spitzenhöhe (h100, 19%). Weiter sind noch der relative Einzelbaum-BHD-Rang (relBHDRang), der relative Einzelbaum-h/d-Wert (HD\_rel) sowie der Durchforstungsquotient der letzten 10 Jahre (Dfq\_10) mit je etwa 8% Einflussgewicht als bedeutsame Prädiktoren zu nennen. Bei der Gruppe der h/d-Werte fällt auf, dass die Wirkungsrichtung der verschiedenen Prädiktoren unterschiedlich sein kann. Während der Wechselwirkungsterm h100\*d100 und der relative normierte h100/d100-Wert das Sturmschadensrisiko erhöhen (positives Vorzeichen), weist der relative normierte Einzelbaum-h/d-Wert ein negatives Vorzeichen auf. Somit sinkt mit zunehmendem Einzelbaum-h/d-Wert das Sturmschadensrisiko.

Fasst man die einzelnen Prädiktoren zu Gruppen zusammen, die ähnliche Information tragen, ergibt sich der Wert in der Spalte „gruppierten Einfluss“. Hieraus ist ersichtlich, dass die Baumart die wichtigste Information ist, gefolgt von Größen, die die Dimension von Waldbeständen und Bäumen beschreiben. An dritter Stelle mit über 20% Einfluss treten waldbauliche Eingriffe in Erscheinung. Insbesondere die Variablen, die die Durchforstungsart beschreiben (mittlerer 10-jähriger Durchforstungsquotient<sup>2</sup>, Dfq\_10, und Durchforstungsquotient des letzten Eingriffs, Eingr\_Dfq), beschreiben die vorübergehende labilisierende Wirkung von Durchforstungseingriffen gut. Die Gruppe der h/d-Werte folgt an vierter Stelle mit etwa 15% Einfluss, wobei hier nochmals erwähnt werden muss, dass diese Variablen nicht einheitlich erhöhenden oder reduzierenden Einfluss auf Sturmschäden haben. Mit sehr geringem Einfluss zeigten sich die Gruppen Bestandesdichte, Standort/Boden sowie Orographie/Winddaten.

Tabelle 2: gewichteter relativer Einfluss der Prädiktoren und der Prädiktorengruppen aller vier Modellierungsschritte zusammengefasst. Unter „Vorzeichen“ ist die Anzahl der Verwendung des Prädiktors in den Modellen getrennt nach den Vorzeichen ihrer Koeffizienten (+/-) aufgelistet. Diese Spalten spiegeln die Wirkungsrichtung des Prädiktors auf Sturmschäden wider.

Effekt	gewichteter Einfluss	Vorzeichen		gruppierten Einfluss	
		-	+		Gruppe
<b>Baumartengruppe</b>	28.7%			29%	Baumart
<i>h100</i>	18.9%		8		
<i>d100</i>	0.2%		1	27%	Dimension
<i>relBHDRang</i>	8.3%	1			
<i>h100*d100</i>	1.8%		1		
<i>HD_rel</i>	8.3%	1		15%	h/d-Verhältnis
<i>hd100_5rel</i>	5.4%		3		
<i>B</i>	1.9%	2		2%	Bestandes- dichte
<i>V</i>	0.2%		1		
<i>Dfq_10</i>	8.3%		1		
<i>Eingr_10</i>	1.0%		1		
<i>Eingr_Proz</i>	0.2%		1		
<i>Eingr_Dfq</i>	3.1%		2	21%	Eingriffe
<i>Vor1gr_Jahrseit</i>	2.4%		2		
<i>Vor1gr_Proz</i>	3.7%		2		
<i>kumVorn</i>	2.2%	2			
<i>Kalk</i>	2.0%		1	3%	Standort
<i>nass</i>	1.4%		1		
<i>Topex</i>	0.9%		2		
<i>Wind50</i>	0.8%	1		2%	Orographie/ Wind
<i>Wind99</i>	0.3%		1		
<b>Summe:</b>	<b>100%</b>	<b>10</b>	<b>26</b>	<b>100%</b>	

Die Überprüfung des Modellierungsschritts 4 lieferte interessante Ergebnisse bezüglich des Verhältnisses zwischen den Informationsebenen Einzelbaum und Bestand. In Abbildung 4 sind einige ROC-Kurven dargestellt, die die Modellgüte verschiedener Modellanpassungsschritte visualisieren. Die Winkelhalbierende in dieser Grafik steht für den Kurvenverlauf, den man bei zufälliger Zuordnung von Beobachtungen zu Ereignissen bzw. Nichtereignissen annehmen kann. Dieser Kurvenverlauf sollte sich so weit wie möglich nach links oben verschieben, um die Verbesserung dieser Zuordnung zu charakterisieren. Ein quantitatives Gütekriterium für die Modellanpassung ist

<sup>2</sup> Der Durchforstungsquotient wurde berechnet als  $Dg_{\text{ausscheidend}}/Dg_{\text{vor Durchforstung}}$ ; hohe Werte stehen für Eingriffe ins Vorherrschende und Herrschende, während niedrige Werte die Entnahme beherrschter und unterständiger Bäume anzeigen.

die Fläche unterhalb dieser Kurve (area under curve, AUC). Der AUC-Wert kann zwischen 0,5 und 1 liegen und zeigt mit Werten um 0,5 Zufälligkeit, mit Werten gegen 1 perfekte Diskriminierung und damit beste Modellgüte an. Die rote Kurve stellt die Modellanpassung des Schritts 4 dar, allerdings ohne den Versatzwert aus Schritt 3. Dies bedeutet, dass die Modellanpassung ausschließlich unter Verwendung von Einzelbaumprädiktoren vorgenommen wurde. Das Ergebnis zeigt, dass dieses Modell nicht besser ist als eine zufällige Zuordnung (AUC 0,510) und somit als Erklärungsmodell ungeeignet ist. Wenn hingegen die Modellanpassung ausschließlich unter Verwendung des Versatzwerts vorgenommen wird (blaue Kurve), also unter ausschließlicher Verwendung von Bestandesprädiktoren, so ist der Kurvenverlauf deutlich besser und erreicht bereits einen AUC-Wert von 0,789, der eine akzeptable Diskriminierung kennzeichnet (Hosmer und Lemeshow 2000). Fügt man bei der Modellanpassung nun zusätzlich zu den Bestandesprädiktoren noch die Einzelbaumprädiktoren hinzu, führt man die Anpassung also so aus wie es im Modellierungsschritt 4 gemäß Abbildung 2 beschrieben ist, so ergibt sich der schwarze Kurvenverlauf der ROC-Kurve. Dieser liegt annähernd auf dem der blauen Kurve, was bedeutet, dass das Hinzufügen von Einzelbauminformationen zu Bestandesinformationen allenfalls eine marginale Verbesserung der Klassifikation einbringt (AUC-Wert 0,790).

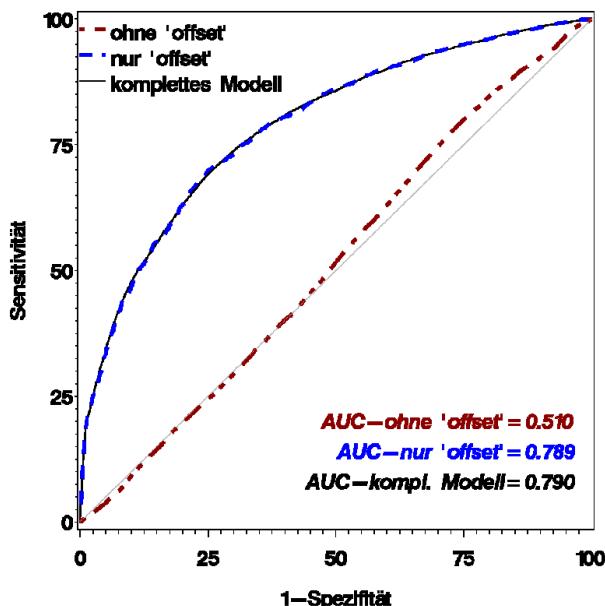


Abbildung 4: ROC-Kurve des Einzelbaummodells des Modellschritts 4 (Schadwahrscheinlichkeit von Einzelbäumen auf Feldern mit Schadanteilen  $>0,01$  und  $<0,75$ ). ROC: receiver operating characteristic. Sensitivität=Anteil der vom Modell korrekt als Sturmschaden klassifizierten Beobachtungen an den gesamten Schäden, 1-Spezifität=Anteil der vom Modell falsch als Nicht-Schaden klassifizierten Beobachtungen an den gesamten Nicht-Schäden. Je weiter die ROC-Kurven links oben liegen, umso besser ist die Klassifikationsgüte. AUC: area under curve.

## Diskussion

Über auffallend hohe Sturmschäden bei Douglasie – auch im direkten Vergleich mit Fichte – berichten bisher nur Lohmander und Helles (1987) für ein Sturmereignis 1981 in Dänemark. Diese Untersuchung deckt jedoch nur ein recht kleines Gebiet ab. Andere Untersuchungen sprechen im Gegensatz hierzu von einer höheren Stabilität der Douglasie im Vergleich mit anderen Nadelbaumarten bzw. mit der Fichte (Nicoll et al. 2006, Peterson 2000, Studholme 1995, Wangler 1974), die vermutlich auf höhere Kronenelastizität, Schafffestigkeit sowie bessere Wurzelverankerung zurückzuführen ist.

Um die Vergleichbarkeit der Standorte der Douglasienbestände im Versuchsfächennetz der vorliegenden Untersuchung beurteilen zu können, wurde eine Standortsbilanzierung erstellt. Hierfür wurden standortskundliche Feinkartierungen (Bodenbohrungen im Raster von 10-25m) ausgewertet, auf deren Grundlage Aussagen bezüglich der Flächenanteile der Bestände auf risikobehafteten Standorten gemacht werden können. Diese Auswertungen ergaben, dass Douglasienbestände im Versuchsfächennetz im Vergleich mit Fichtenbeständen häufiger auf flachgründigen (9% bei Dgl, 5% bei Fi) sowie todominierten Böden (8% bei Dgl, 2% bei Fi) stocken. Diese beiden Faktoren könnten prinzipiell höhere Schadanteile in Douglasienbeständen erklären. Allerdings treten umgekehrt Fichtenbestände im Versuchsfächennetz deutlich häufiger auf wechselfeuchten und staunassen Böden auf (12% bei Fi, 1% bei Dgl). Dies wiederum macht die Erklärbarkeit erhöhter Schäden in Douglasienbeständen

gegenüber Schäden in Fichtenbeständen schwieriger. Auch konnten keine systematischen Unterschiede zwischen anderen Eigenschaften (dendometrische Größen, orographische und geographische Lage) der Douglasien- und Fichtenbestände gefunden werden, die diese Diskrepanz besser erklären könnten. Eventuell könnten Wurzeleigenschaften der Douglasienbestände für diese Beobachtung verantwortlich sein. Leider liegen jedoch keine Daten hierzu für die Versuchsfelder vor.

Zur Analyse möglicher standortskundlicher Risikofaktoren standen Informationen aus der Standortskartierung sowie den standortskundlichen Feinkartierungen zur Verfügung. Für die Auswertungen wurden sechs Eigenschaften der forstlichen Standorte als binäre Variablen kodiert: Flachgründigkeit (<30cm), freier Kalk im Oberboden, starke Wechselfeuchte/Staunässe, starke Versauerung im Oberboden, tondominierte Böden (großes „T“ in der regionalen Standortseinheit) und tiefgründige Lehmböden (großes „L“ in der regionalen Standortseinheit). Die standörtliche Repräsentativität der Versuchsfelder in diesen sechs Eigenschaften wurde bereits im Abschnitt Daten erläutert. Über diese einfach kodierten potentiellen Labilitätsfaktoren hinaus wäre es wünschenswert, etwas konkretere Daten auswerten zu können. Beispielsweise wären die reale Durchwurzelungstiefe oder die durchwurzelbare Tiefe, der Skelettgehalt in der Bodenmatrix oder der pH-Wert quantitative Größen, deren Untersuchung weitere Aufmerksamkeit verdient.

Höhen- und Durchmesserinformation von Waldbeständen (Dimension) und die Baumart erklären mehr als die Hälfte des gruppierten Einflusses auf Sturmschäden. Diese Erkenntnis steht in guter Übereinstimmung mit den meisten anderen Untersuchungsergebnissen aus der Sturmschadensforschung (Burschel und Huss 1997, Dobbertin 2002, MLR-BaWü 1995, Schmid-Haas und Bachofen 1991, Schmidt 2006, Wangler 1974). Dies bedeutet, dass diese beiden Effekte auch für Langzeituntersuchungen als die beiden wichtigsten Risikofaktoren bestätigt wurden. Bezuglich des h/d-Werts wurden uneinheitliche Ergebnisse erzielt. Der h/d-Wert ist bekannt als gutes Maß für die mechanische Schaftstabilität, und zeigt mit niedrigen Werten z. B. guten Schutz gegen Schneebrechung an (Jalkanen und Mattila 2000, Nykänen et al. 1997, Päätalo 2000). Dieser Zusammenhang ist vermutlich auch bei Schaftbruch durch Stürme gegeben. Da eine Unterscheidung zwischen Schaftbruch und Sturmwurf aber im Versuchsfächendatensatz nicht möglich war, konnten keine klaren Zusammenhänge zwischen h/d-Wert und allgemeinen Sturmschäden (Wurf und Bruch) aufgezeigt werden. Es erscheint dabei allerdings plausibel, dass der h/d-Wert kein guter Weiser für die Stabilität gegenüber Sturmwurf ist. Insbesondere die natürliche Abnahme des h/d-Werts mit dem Bestandes- oder Baumarter machen die Interpretation des Kennwerts schwierig. Aus diesem Grund wurde in der Dissertation (Albrecht 2009) eine rechnerische Normierung zur Eliminierung des Höheneinflusses durchgeführt. Doch auch nach rechnerischer Korrektur des h/d-Werts konnten keine klaren Trends beobachtet werden. Ein weiterer Unsicherheitsfaktor bezüglich des h/d-Werts ist dessen Zusammenhang mit den Kronen- und Wurzeldimensionen, die weitere wichtige Elemente zur Beurteilung der Stabilität darstellen. Beispielsweise ist anzunehmen, dass Einzelbäume mit niedrigen, also „stabilen“ h/d-Werten, gleichzeitig größere Kronen aufweisen und damit höheren Windbelastungen ausgesetzt sind (Segelwirkung). Auf der Gegenseite bilden Bäume mit höheren h/d-Werten vermutlich tiefere bzw. festere Verwurzelungen aus (Kuhr 1999, Redde 2002), die durch Erhöhung des Verankerungsmoments stabilisierend wirken dürften.

Forstliche Eingriffe führen nach unseren und den Erkenntnissen anderer Autoren regelmäßig zu erhöhten Sturmschäden, die vermutlich aus einer vorübergehenden Unterbrechung des kohärenten Kronengefüges resultieren (König 1995, Müller 2002, Nielsen 1990, 1995). Da diese Unterbrechung bei Entnahme vorherrschender Bestandesglieder stärker ausfällt, als wenn unverständige, schwächere Bäume entnommen werden, dürfte die vorübergehende Labilisierung durch Hochdurchforstungen tendenziell stärker ausfallen. Diese Annahme findet sich in der vorliegenden Untersuchung im Durchforstungsquotienten wieder, der häufig in den statistischen Modellen als Prädiktor ausgewählt wurde. Ein weiterer Prädiktor für die labilisierende Wirkung von Durchforstungen allgemein ist die Durchforstungsmenge, da mit zunehmender Entnahmemenge das anschließende Sturmschadensrisiko ansteigt. Die Mehrzahl vergleichbarer Studien lieferte ähnliche Aussagen (Cremer et al. 1982, Lohmander und Helles 1987, Müller 2002, Schmid-Haas und Bachofen 1991), wenngleich es auch einige Untersuchungen gibt, die trotz verfügbarer Informationen keinen Einfluss von Durchforstungen auf die Sturmstabilität aufzeigten (Rössler 2007, Schütz et al. 2006). Bemerkenswert an der vorliegenden Studie ist, dass der gewichtete Einfluss von Eingriffen höher ist als der standörtlicher und topographischer Informationen sowie der Bestandesdichte und des h/d-Werts.

Einschränkend ist zu beachten, dass bei der Analyse der Wirkung von Baumentnahmen auf nachfolgende Schadrisiken nicht zwischen Baumentnahmen durch reguläre Durchforstungen bzw. infolge Schadeinwirkung (zufällige Nutzung) unterschieden wurde. Für eine abschließende Beurteilung wird es daher in weiteren Analysen erforderlich sein, bei den Entnahmemengen zwischen der Wirkung gezielter Durchforstungseingriffe und Entnahmen im Rahmen zufälliger Nutzungen zu unterscheiden.

## Schlussfolgerungen

Als Schlussfolgerungen für die waldbauliche Behandlung erscheinen aus Sicht der Sturmriskominimierung gestaffelte Behandlungsprogramme sinnvoll. Geringe Bestandesdichten in der Jugend sollten die Ausprägung kräftiger Strukturwurzeln ermöglichen. Im späteren Verlauf der Bestandesentwicklung sollte zunehmend auf die Kollektivstabilität als Mittel zur Stabilisierung gegen Sturmschäden in den Vordergrund rücken. Insbesondere

Eingriffe ins Herrschende bei fortgeschrittener Bestandesentwicklung (Alter, Höhe) die Sturmschadensdisponierung deutlich zu erhöhen. Aus der Sicht der Sturmschadensstabilisierung könnte es daher sinnvoll sein, Vorratspflegekonzepte, die in größerem Umfang mit der Entnahme herrschender Bäume verbunden sind (Heb auf den schlechten, starken Stamm) waldbaulich zu überdenken. Empfehlungen zur risikominimierenden Behandlung strukturreicher Wälder lassen sich auf der Grundlage der Versuchsflächendaten nicht ableiten, da nur wenige strukturreiche Flächen im Datensatz enthalten sind.

Als weitere Schlussfolgerung erscheint für die Einschätzung der Sturmschadensrisiken allgemein eine Erweiterung der als labil eingestuften Standorte um das Spektrum sehr flachgründiger und schwer durchwurzelbarer Böden (z. B. tongeprägte Böden) nötig. Auf diesen labilen Standorten sollten die prinzipiell stärker sturmgefährdeten Nadelbaumarten Douglasie und Fichte (möglicherweise auch Tanne) nicht als Hauptbaumarten in Verbindung mit Produktionszielen gewählt werden, die erst bei relativ großen Baumhöhen erreichbar sind. Auf solchen Standorten dürfte es aus Sicht der Risikominimierung vielmehr zweckmäßig sein, Produktionsziele zu wählen, die durch begrenzte Baumhöhen mit reduzierten Sturmschadensrisiken assoziiert sind.

### Danksagung

Diese Arbeit wurde teilweise mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 0330622 gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren.

### Literatur

- Albrecht, A., 2009. Sturmschadensanalysen langfristiger waldwachstumskundlicher Versuchsflächendaten in Baden-Württemberg, Dissertation, Universität Freiburg, 170 S.
- Bock, J., Vinkler, I., Duplat, P., Renaud, J.-P., Badeau, V. und Dupouey, J.-L., 2005. Stabilité au vent des hêtraies: Les enseignements de la tempête de 1999. Revue Forestière Française LVII(2), S. 143-157
- Brüchert, F. und Gardiner, B. A., 2006. The effect of wind exposure on the tree aerial architecture and biomechanics of Sitka spruce (*Picea sitchensis*, Pinaceae). American Journal of Botany 93(10), S. 1512-1521
- Burschel, P. und Huss, J., 1997. Grundriss des Waldbaus: ein Leitfaden für Studium und Praxis. 2. Auflage, Parey, Berlin, 487 S.
- Cremer, K. W., Borough, C. J., McKinnel, F. H. und Carter, P. R., 1982. Effects of stocking and thinning on wind damage in plantations. New Zealand Journal of Forestry Science 12(2), S. 244-268
- Cucchi, V., Meredieu, C., Stokes, A., Coligny, F. d., Suarez, J. und Gardiner, B. A., 2005. Modelling the windthrow risk for simulated forest stands of maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.). Forest Ecology and Management 213(1-3), S. 184-196
- Dobbertin, M., 2002. Influence of stand structure and site factors on wind damage comparing the storms Vivian and Lothar. Forest Snow and Landscape Research 77(1/2), S. 187-205
- Elie, J.-G. und Ruel, J.-C., 2005. Windthrow hazard modelling in boreal forests of black spruce and jack pine. Canadian Journal of Forest Research 35(11), S. 2655-2663
- Fraser, A. I., 1964. Wind tunnel and other related studies on coniferous trees and tree crops. Scottish Forestry 18, S. 84-92
- Gardiner, B. A., 1995. The interactions of wind and tree movement in forest canopies. In: Coutts, M. P. and Grace, J. (Hrsg.), Wind and Trees. Cambridge University Press, Cambridge, S. 41-59
- Gardiner, B. A., Stacey, G. R., Belcher, R. E. und Wood, C. J., 1997. Field and wind tunnel assessments of the implications of respacing and thinning for tree stability. Forestry 70(3), S. 233-252
- Gönen, M., 2007. Analyzing Receiver Operating Characteristic Curves with SAS. The SAS Institute Inc., 134 S.
- Guitard, D. G. E. und Castera, P., 1995. Experimental analysis and mechanical modelling of wind-induced tree sways. In: Coutts, M. P. and Grace, J. (Hrsg.), Wind and Trees. Cambridge University Press, Cambridge, S. 182-194
- Hosmer, D. W. und Lemeshow, S., 2000. Applied logistic regression. 2. Auflage, John Wiley and Sons, New York, 357 S.
- Jalkanen, A. und Mattila, U., 2000. Logistic regression models for wind and snow damage in northern Finland based on the National Forest Inventory data. Forest Ecology and Management 135, S. 315-330
- King, S. L., 2002. Using ROC Curves to compare neural networks and logistic regression for modeling individual noncatastrophic tree mortality, in: Van Sambeek, J. W., et al. (Hrsg.): Proceedings of the 13th Central Hardwood Forest conference; Gen. Tech. Rep. NC-234. St. Paul, MN: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, North Central Research Station (<http://nrs.fs.fed.us/pubs/ch/ch13/CHvolume13page349.pdf>, 18.11.2008)
- König, A., 1995. Sturmgefährdung von Beständen im Altersklassenwald, Dissertation, Technische Universität München, 194 S.
- Kuhr, M., 1999. Grobwurzelarchitektur in Abhängigkeit von Baumart, Alter, Standort und sozialer Stellung, 136 S.

- Littell, R. C., Milliken, G. A., Stroup, W. W., Wolfinger, R. D. und Schabenberger, O., 2006. SAS for Mixed Models. 2. Auflage, SAS Institute Inc., Cary, NC, 813 S.
- Lohmander, P. und Helles, F., 1987. Windthrow Probability as a Function of Stand Characteristics and Shelter. Scandinavian Journal for Forest Research 2, S. 227-238
- MLR-BaWü, 1995. Dokumentation der Sturmschäden 1990, Ministerium für Ländlichen Raum, Ernährung, Landwirtschaft und Forsten Baden-Württemberg (Hrsg.). 1. Auflage, Eigenverlag, Stuttgart, 190 S.
- Müller, F., 2002. Modellierung von Sturm-, Schnee- und Rotfäulerisiko in Fichtenbeständen auf Einzelbaumebene, Dissertation, Technische Universität München, 175 S.
- Nicoll, B. C., Gardiner, B. A., Rayner, B. und Peace, A. J., 2006. Anchorage of coniferous trees in relation to species, soil type, and rooting depth. Canadian Journal of Forest Research 36(7), S. 1871-1883
- Nielsen, C. C. N., 1990. Einflüsse von Pflanzabstand und Stammmzahlhaltung auf Wurzelform, Wurzelbiomasse, Verankerung sowie auf Biomassenverteilung im Hinblick auf die Sturmfestigkeit der Fichte. J. D. Sauerländer's, Frankfurt a. M., 279 S.
- Nielsen, C. C. N., 1995. Recommendations for stabilisation of Norway spruce stands based on ecological surveys. In: Coutts, M. P. and Grace, J. (Hrsg.), Wind and Trees. Cambridge University Press, Cambridge, S. 424-435
- Nykänen, M.-L., Peltola, H., Kellomäki, S., Quine, C. P. und Broadgate, M., 1997. Factors affecting snow damage of trees with particular reference to European conditions. Silva Fennica 31(2), S. 193-213
- Päätalo, M.-L., 2000. Risk of Snow Damage in Unmanaged and Managed Stands of Scots Pine, Norway Spruce and Birch. Scandinavian Journal of Forest Research 15(5), S. 530-541(512)
- Peltola, H., Kellomäki, S., Väistönen, H. und Ikonen, V.-P., 1999. A mechanistic model for assessing the risk of wind and snow damage to single trees and stands of Scots pine, Norway Spruce and birch. Canadian Journal of Forest Research 29(6), S. 647-661
- Peterson, C. J., 2000. Catastrophic wind damage to North American forests and the potential impact of climate change. The Science of the Total Environment 262(3), S. 287-311
- Redde, N., 2002. Risiko von Sturm und Folgeschäden in Abhängigkeit vom Standort und von waldbaulichen Eingriffen bei der Umwandlung von Fichtenreinbeständen, Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Band 179, Dissertation, Universität Göttingen, 196 S.
- Rich, R. L., Frelich, L. E. und Reich, P. B., 2007. Wind-throw mortality in the southern boreal forest: effects of species, diameter and stand age. Journal of Ecology 95(6), S. 1261-1273
- Rössler, G., 2007. Nahm Kyrill Rücksicht auf die Durchforstungsstärke? Forstzeitung o. Jg.(11), S. 24-25
- Rottmann, M., 1986. Wind- und Sturmschäden im Wald. J. D. Sauerländer's, Frankfurt a. M., 128 S.
- Schelhaas, M.-J., Nabuurs, G.-J. und Schuck, A., 2003. Natural disturbances in the European forest in the 19th and 20th centuries. Global Change Biology 9(11), S. 1620-1633
- Schmid-Haas, P. und Bachofen, H., 1991. Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen 142(6), S. 477-504
- Schmidt, M., 2006. Sturm 'Lothar' - Ansatz einer inventurbasierten Risikoanalyse, in: Nagel, J. (Hrsg.): Jahrestagung Deutscher Verband forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde
- Schmidt, M., Bayer, J., Kändler, G., Kublin, E. und Kohnle, U., 2009. An inventory-based approach for modeling single tree storm damage - experiences with the winter storm 1999 in southwestern Germany. Canadian Journal of Forest Research, eingereicht
- Schütz, J.-P., Götz, M., Schmid, W. und Mandallaz, D., 2006. Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. European Journal of Forest Research 125, S. 291-302
- Scott, R. E. und Mitchell, S. J., 2005. Empirical modelling of windthrow risk in partially harvested stands using tree, neighbourhood, and stand attributes. Forest Ecology and Management 218(1-3), S. 193-209
- Singer, J., 1998. Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. Journal of Educational and Behavioral Statistics 24(4), S. 323-355
- Studholme, W. P., 1995. The experience of and management strategy adopted by the Selwyn Plantation Board, New Zealand. In: Coutts, M. P. and Grace, J. (Hrsg.), Wind and Trees. Cambridge University Press, Cambridge, S. 468-476
- The SAS Institute Inc., 2006. The GLIMMIX Procedure - June 2006, elektronisches Dokument, <http://support.sas.com/rnd/app/papers/glimmix.pdf>, 8.12.2008
- Valinger, E., Lundqvist, L. und Bondesson, L., 1993. Assessing the risk of snow and wind damage from tree physical characteristics. Forestry 66(3), S. 249-259
- Valinger, E. und Fridman, J., 1997. Modelling probability of snow and wind damage in Scots pine stands using tree characteristics. Forest Ecology and Management 97(3), S. 215-222
- Wangler, F., 1974. Die Sturmgefährdung der Wälder in Südwestdeutschland - Eine waldbauliche Auswertung der Sturmkatastrophe 1967, Dissertation, Universität Freiburg, 226 S.

## Langfristige Simulation der Zielstärkennutzung in Buchenbeständen

Jürgen Nagel und Susanne Sprauer

Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr.2, Göttingen

### Einleitung

Die waldbaulichen Leitbilder der Landesforsten von Hessen und Niedersachsen sehen für Buchenwälder die Produktion von Stammholz mit Zielstärkennutzung und Naturverjüngung vor (NIEDERSÄCHSISCHE LANDESFORSTEN 1997, HESSEN-FORST 2008). Die Nutzung soll einzelstammweise, femel- oder plenterartig erfolgen mit dem Ziel, einen strukturreichen Wald zu schaffen. Es stellt sich die Frage, wie sich z. B. einschichtige Buchenreinbestände langfristig entwickeln, wenn sie konsequent nach diesen Konzepten behandelt werden: Wird sich ein plenterwaldähnlicher Zustand einstellen, der sich auf ein Gleichgewicht stabilisiert? Welche Mengen an zielstarkem Holz können regelmäßig erwartet werden? Wie wirkt sich die Wahl der Zielstärke aus? Und wie wird sich der Zuwachs bei unterschiedlicher Zielstärke und Bestandesdichte langfristig entwickeln? Darüber hinaus stellt sich die Frage nach einer nachhaltigen Vorratshaltung für derartige Bestände.

Die aufgeworfenen Fragen lassen sich zeitnah nicht mit einer Versuchsreihe beantworten, da die Produktion zielstarker Buchen mit einem Brusthöhendurchmesser von 60 cm je nach Standort und Bewirtschaftung zwischen 80 und 200 Jahren dauert und die Fragestellung die Betrachtung mehrerer Generationszyklen erforderlich macht. Als Alternative bleibt daher nur, sich den Antworten mittels Simulation der Wachstumsentwicklung zu nähern.

In der folgenden Untersuchung soll anhand von Simulationsergebnissen beleuchtet werden:

1. wie sich ein Waldbestand bei konsequenter Zielstärkennutzung langfristig entwickelt,
2. welchen Einfluss die Wahl der Zielstärke auf Nutzung, Vorrat und Zuwachs hat,
3. wie sich die Durchforstungsstärke auf Nutzung, Vorrat und Zuwachs auswirkt
4. und welchen Einfluss die Bonität hat.

### Methodik

Für die Untersuchung wird als Referenz ein einschichtiger 60-jähriger Buchenbestand der I. Ertragsklasse nach Schober (mäßige Durchforstung) gewählt. Die Entwicklung dieses Bestandes soll wiederholt mit unterschiedlicher Zielstärke und Durchforstungsstärke über einen Zeitraum von etwa zwei Generationen simuliert werden.

Die Simulation wird mithilfe des ForestSimulator in der Version 7.5<sup>1</sup> durchgeführt. Dieser wurde mit der Waldwachstumssimulationssoftware TreeGrOSS erstellt und enthält die Wachstumsroutinen des Modells BWINPro für nordwestdeutsche Buchenbestände (NAGEL ET AL. 2006). Neben dem Wachstumsmodell enthält der Simulator ein Einwuchs- und ein Nutzungsmodell, welches die Zielstärkennutzung abbilden kann (DUDA, 2006). Normalerweise werden für den Simulator maximale Simulationszeiträume von bis zu 40 Jahren empfohlen. Eine Simulation über einen Zeitraum von 600 Jahren scheint jedoch sinnvolle Ergebnisse zu ermöglichen, wenn der Bestand im Parametrisierungsbereich des Modells gehalten werden kann. Dies wird durch die vorgesehene konsequente Zielstärkennutzung, eine angestrebte Grundfläche zwischen 20 und 50 m<sup>2</sup>/ha und die Annahme ausreichender Verjüngung gewährleistet. Da der Simulator über verschiedene Zufallskomponenten verfügt, wird die Simulation jedes Szenarios 10 mal wiederholt.

Die Simulation der Zielstärkennutzung erfolgt in Verbindung mit einer Z-Baumauswahl und -freistellung. Dazu wird zunächst aus der Zielstärke die theoretische Anzahl möglicher Z-Bäume hergeleitet. Sie ergibt sich aus der Bestandesfläche dividiert durch die Kronenschirmfläche eines Baumes beim Erreichen der Zielstärke. Als Z-Bäume werden Bäume ausgewählt, die eine vorgegebene Mindesthöhe für den ersten Eingriff erreicht haben. Dabei wird sichergestellt, dass sich die Kronen zweier Z-Bäume zum Zeitpunkt der Zielstärke nicht überschneiden.

Alle 5 Jahre werden Eingriffe simuliert, bei denen der Zielstärkenalgorithmus des Programms zunächst prüft, ob zielstarke Bäume vorhanden sind. Diese werden gegebenenfalls der Stärke nach entnommen, bis entweder die vorgegebene maximale Erntemenge erreicht ist oder alle zielstarken Bäume entnommen wurden. Anschließend werden – wenn möglich – zusätzliche Z-Bäume auf der Fläche ausgewählt.

Danach erfolgt die Freistellung der Z-Bäume, wofür um jeden Z-Baum in einer Einflusszone mit dem Radius seiner doppelten Kronenbreite die Bestandesdichte als Maß für die Konkurrenzsituation berechnet wird. Iterativ wird solange der Z-Baum mit dem jeweils höchsten Konkurrenzdruck bestimmt und dessen stärkster Bedränger entnommen, bis entweder alle Z-Bäume freigestellt wurden oder die maximale Durchforstungsmenge unter Berücksichtigung der zuvor bestimmten Nutzungsmenge an zielstarkem Holz erreicht ist. Wenn anschließend die Bestandesgrundfläche die angestrebte Grundfläche überschreitet, wird wiederholt jeweils der Füllbaum (kein Z-Baum) entnommen, der den höchsten Konkurrenzdruck auf andere Bäume ausübt.

Der Einwuchs wird mit Hilfe eines gestuften Ansatzes geschätzt. Zuerst wird für jeweils 500 m<sup>2</sup> große Teilstufen des Bestandes in Abhängigkeit vom Lichtangebot entschieden, ob Verjüngung ankommt. Ist genug Licht

<sup>1</sup> Der ForestSimulator steht auf der Internetseite <http://www.nw-fva.de> unter Software zur allgemeinen Verfügung.  
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

vorhanden, so wird die Anzahl der neuen Bäume und schließlich deren Art bestimmt. Für die Verjüngung wird nach jedem Wachstumsschritt das verfügbare Lichtangebot geprüft. Ohne ausreichendes Licht sterben die Bäume wieder ab. Andernfalls erreichen sie nach ca. 35 Jahren einen Durchmesser von 7 cm und wachsen in den Hauptbestand ein.

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss berücksichtigt werden, dass die simulierte Waldentwicklung unter idealen Bedingungen abläuft. Das Programm berücksichtigt weder Störungen noch biotische oder erntetechnische Schäden. Darüber hinaus bleiben die Standorts- und Klimabedingungen konstant.

## Szenarien

Im Basisszenario EKL\_I\_60 wird der oben beschriebene gleichaltrige Buchenbestand simuliert. Es wird eine Zielstärke von 60 cm, eine maximale Nutzungsmenge von 150 m<sup>3</sup>/ha und eine maximale Durchforstungsmenge von 60 m<sup>3</sup>/ha je Eingriff unterstellt (Tab. 1). Der erste Eingriff erfolgt bei einer Höhe von 12 m. Im Bereich einer Höhe von 12 bis 22 m wird ein Bestockungsgrad von 0,7, zwischen 22 und 28 m ein Bestockungsgrad von 0,65 und oberhalb von 28 m bis zum Erreichen eines Durchmessers von 80 % der Zielstärke ein Bestockungsgrad von 0,75 bezogen auf die maximale Grundfläche nach Döbbeler (2004) angestrebt. Die Varianten EKL\_I\_50 und EKL\_I\_70 unterscheiden sich nur in Bezug auf die Zielstärke von diesem Basisszenario. Bei den Varianten EKL\_I\_60P und EKL\_I\_60M wurden die in der jeweiligen Höhenstufe angestrebten Bestockungsgrade im Vergleich zur Basisvariante geändert. Die Varianten EKL\_II\_60 und EKL\_III\_60 untersuchen schließlich Bestände geringerer Bonitäten.

Die Simulationen basieren mit Ausnahme der beiden letzten Varianten auf einem identischen 0,5 ha großen Ausgangsbestand. Es handelt sich um einen 60-jährigen Buchenreinbestand mit einer Grundfläche von 24,5 m<sup>2</sup>/ha, einem Vorrat von 233 m<sup>3</sup>/ha und einer Oberhöhe von 22,4 m. Die beiden Bestände der schwächeren Bonitäten wurden analog zu dem beschriebenen Bestand der I. Ertragsklasse mit dem Simulator erzeugt.

Tabelle 1: Simulierte Varianten

<b>Variante</b>	<b>Ertragsklasse</b>	<b>Zielstärke</b>	<b>Angestrebter Bestockungsgrad nach Höhenstufe</b>		
			12 – 22 m	22 – 28 m	28 m – 0,8*Zielstärke
EKL_I_60	I.	60 cm	0,7	0,65	0,75
EKL_I_50	I.	50 cm	0,7	0,65	0,75
EKL_I_70	I.	70 cm	0,8	0,75	0,85
EKL_I_60P	I.	60 cm	0,7	0,65	0,75
EKL_I_60M	I.	60 cm	0,6	0,55	0,65
EKL_II_60	II.	60 cm	0,7	0,65	0,75
EKL_III_60	III.	60 cm	0,7	0,65	0,75

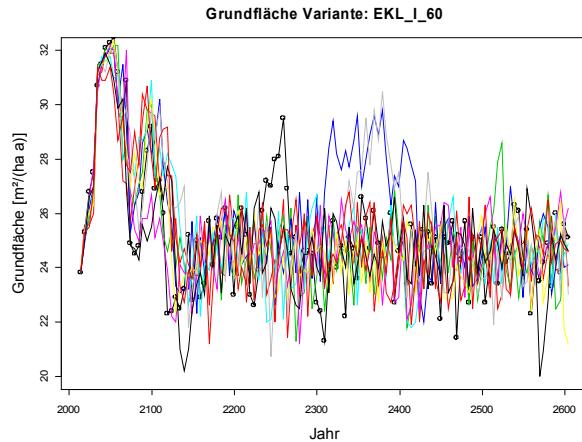
## Ergebnisse der Simulation

Im Folgenden werden zunächst die Ergebnisse der Basisvariante vorgestellt. Abbildung 1 zeigt die Grundflächenentwicklung. Die Bestandesgrundfläche steigt erwartungsgemäß in den ersten Jahren an, während der Bestand in die Zielstärke wächst. Danach kommt es zu einer ersten Phase der Zielstärkennutzung und einige Jahre später zu einer zweiten, in der auch mitherrschenden Bäume genutzt werden können. Nach ca. 150 Jahren stabilisiert sich die Grundflächenhaltung zwischen 22 und 26 m<sup>2</sup>/ha. Die Vorratsentwicklung zeigt einen ähnlichen Verlauf, wie die Grundflächenhaltung und pendelt sich zwischen 270 und 310 m<sup>3</sup>/ha ein (Abb. 2). In Abbildung 3 ist der Nutzungsanfall von zielstarkem Holz dargestellt. Nach ca. 150 Jahren kann fast alle 5 Jahre genutzt werden. Es gibt nur hin und wieder im Lauf der zehn Wiederholungen einzelne Perioden in denen keine Zielstärke anfällt. Der Volumenzuwachs steigt in allen Simulationsläufen zunächst einmal an und sinkt dann mit der einsetzenden Zielstärkennutzung ab. Nach ca. 180 Jahren pendelt er sich auf Werte zwischen 8 und 10 m<sup>3</sup>/ha/a ein und liegt damit geringfügig über dem maximalen durchschnittlichen Gesamzuwachs der Buchenertragstafel für die I. Ertragsklasse, mäßige Durchforstung nach Schober (1967) (schwarze Linie in der Abbildung).

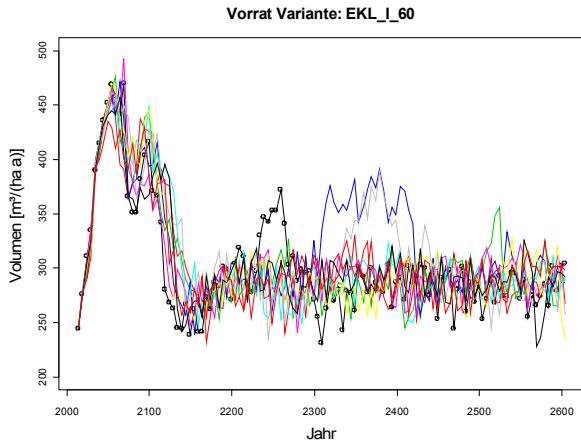
Die Ursache des starken Zuwachsabfalls von anfangs 14 auf 9 m<sup>3</sup>/ha/a liegt höchstwahrscheinlich in der Grundflächenhaltung. Eine Erklärung durch den negativen Alterseffekt der Grundflächenzuwachsfunktion des

Einzelbaummodells scheidet aus wie Abbildung 5 verdeutlicht. Hier wurde der Alterseffekt für einen Simulationsdurchlauf fixiert. Dennoch zeigt sich ein ähnlicher Zuwachsabfall. Auch die Länge der Verjüngungsphase scheint nur einen geringen Einfluss auf den Zuwachs zu haben und erklärt nicht den Zuwachsabfall nach den ersten Simulationsperioden (Abb.6).

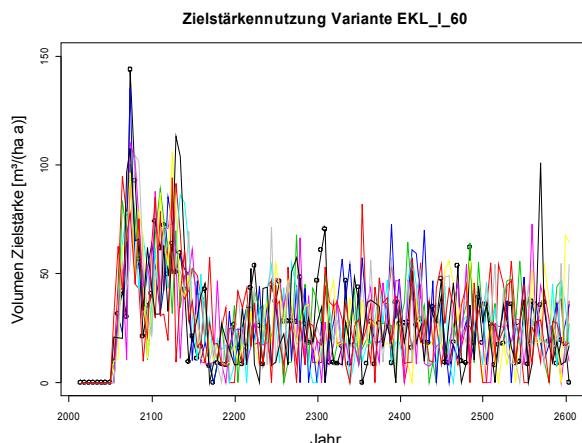
Die mittlere Durchmesserverteilung der Basisvariante ähnelt am Ende des Simulationszeitraumes der eines Plenterwalds (Abb.7). Allerdings zeigen sich leichte Abweichungen, die durch den Durchforstungsbeginn ab einer Höhe von 12 m, die wechselnde Durchforstungsstärke in den unterschiedlichen Höhenstufen und die Hiebsruhe bei Erreichen von 80% der Zielstärke erklärt werden können.



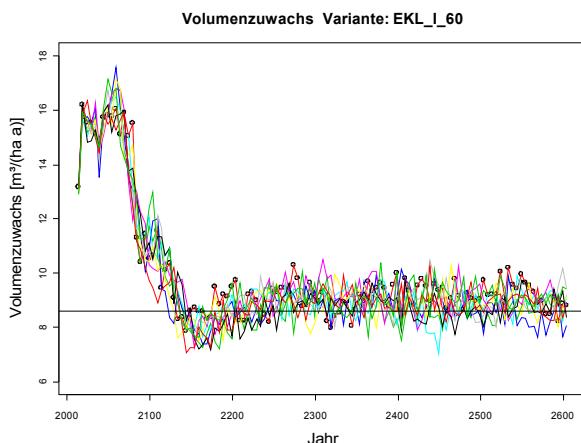
**Abb. 1:** Grundflächenentwicklung der Basisvariante. Es handelt sich um 10 wiederholte Simulationen.



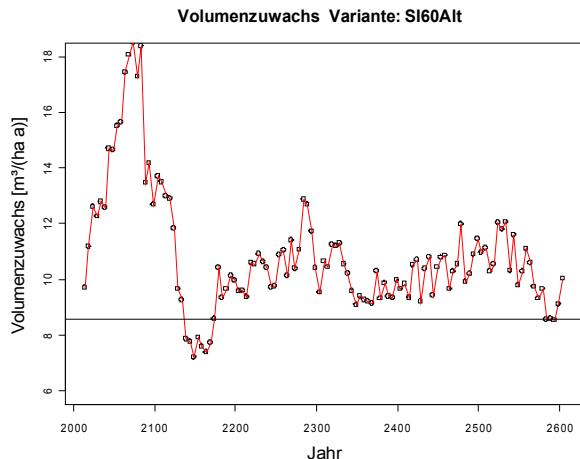
**Abb. 2:** Volumenentwickeln der Basisvariante. Es handelt sich um 10 wiederholte Simulationen.



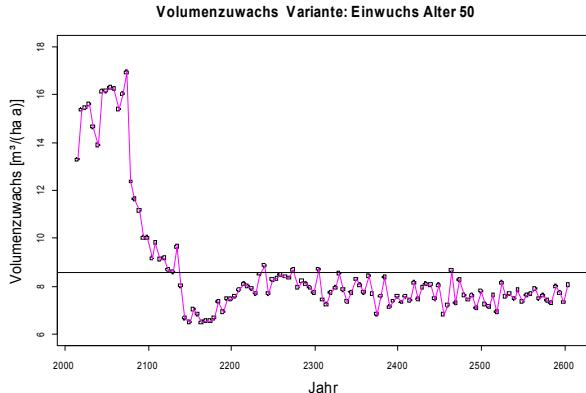
**Abb. 3:** Nutzung von zielstarkem Holz in der Basisvariante. Es handelt sich um 10 wiederholte Simulationen.



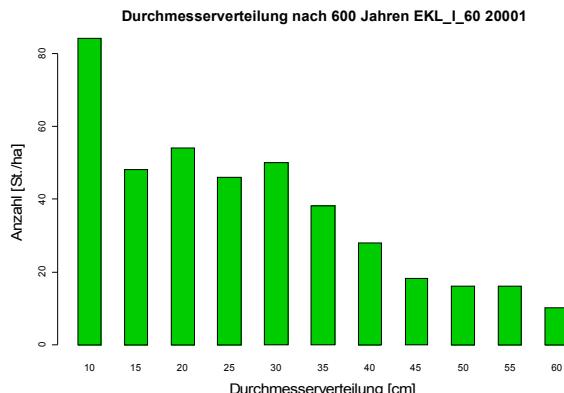
**Abb. 4:** Zuwachsentwicklung der Basisvariante. Die schwarz Gerade bei 8,6 m³/ha/a repräsentiert den maximalen durchschnittlichen Gesamtzuwachs der Ertragstafel I. Ertragsklasse, Buche, mäßige Durchforstung (SCHOBER 1987). Es handelt sich um 10 wiederholte Simulationen.



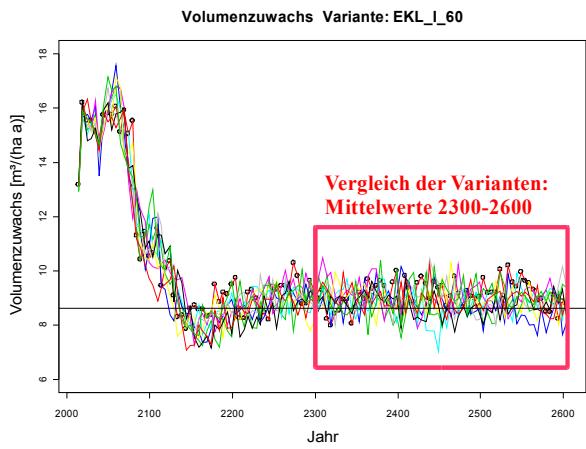
**Abb. 5:** Zuwachsentwicklung der Basisvariante bei fixiertem Alterseffekt. Es zeigt sich derselbe Zuwachsabfall wie in Abbildung 4.



**Abb. 6:** Zuwachsentwicklung der Basisvariante bei verlängertem Verjüngungszeitraum. Die Buchen benötigen 50 statt 35 Jahre um eine Stärke von 7 cm zu erreichen. Es zeigt sich derselbe Zuwachsabfall wie in Abbildung 4, jedoch eine leichte Verringerung der Zuwachsleistung.

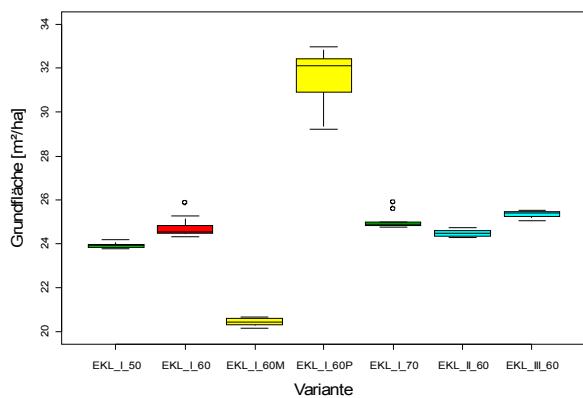


**Abb. 7:** Mittlere Durchmesserverteilung der 10 Simulationen der Basisvariante am Ende der Simulation (nach 600 Jahren).

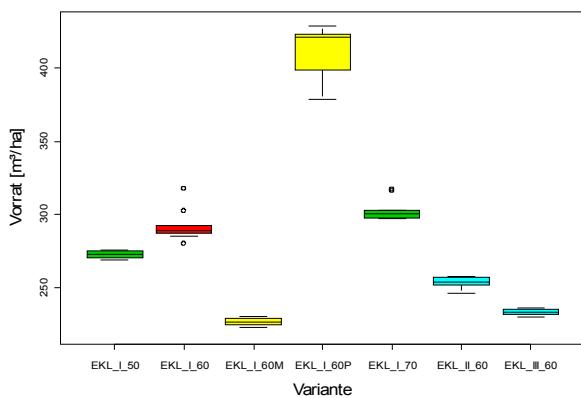


**Abb. 8:** Zeitfenster für den Variantenvergleich

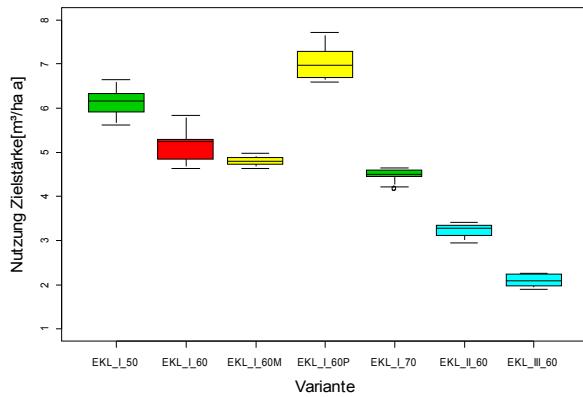
Die simulierten Bestandesentwicklungen der übrigen Szenarien sind der Basisvariante sehr ähnlich und werden im Folgenden vergleichend beschrieben. Dabei wird nur die Periode von 2300 bis 2600 berücksichtigt, weil in diesem Zeitraum keine Effekte des gleichaltrigen Ausgangsbestands mehr erkennbar sind (Abb. 8). Erwartungsgemäß variiert die Grundflächen stark zwischen den Varianten mit schwacher und starker Durchforstung (Abb. 9). Eine höhere Zielstärke bei gleicher Durchforstungsstärke führt nur zu einer geringfügig höheren Grundfläche. Die drei Bonitäten weisen in etwa die gleiche Grundfläche auf. Der Vorratsvergleich zeigt ähnliche Resultate wie der Vergleich der mittleren Grundflächen, jedoch führt die mit der Bonität abnehmende Höhe zu einer deutlichen Abnahme des mittleren Vorrats mit sinkender Bonität (Abb. 10). Die höchste Produktion an zielstarkem Holz wird bei schwacher Durchforstung erreicht (Abb. 11). Eine Erhöhung der Zielstärke führt dagegen zu einer leichten Verringerung des Anfalls an zielstarkem Holz. Das Nutzungsvolumen zielstarker Bäume verringert sich erwartungsgemäß auch mit abnehmender Bonität. Das durchschnittliche Alter der zielstarken Bäume nimmt mit der Durchforstungsstärke, dem Zieldurchmesser und der Verschlechterung der Bonität zum Teil erheblich zu (Abb. 12). Der Volumenzuwachs der Simulationen reagiert nur auf die Änderung der Bonität. Die unterschiedliche Durchforstungsstärke wird durch die hohe Plastizität der Buche im Modell ausgeglichen.



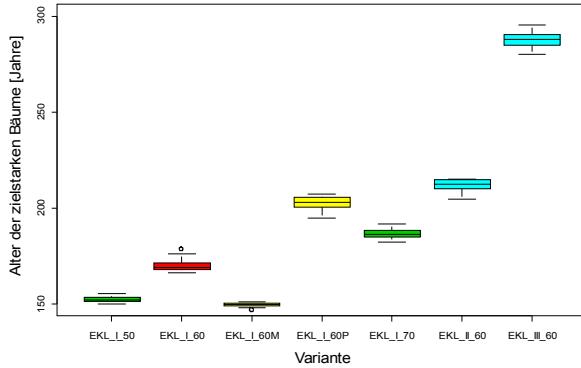
**Abb. 9:** Durchschnittliche Grundflächenhaltung der je Variante 10fach wiederholten Simulationen im Zeitraum 2300 bis 2600.



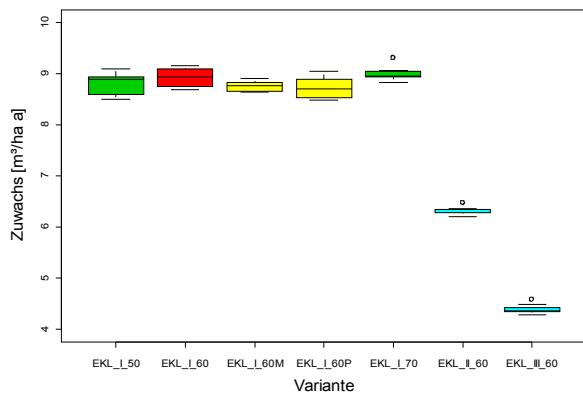
**Abb. 10:** Durchschnittlicher Vorrat der je Variante 10fach wiederholten Simulationen im Zeitraum 2300 bis 2600.



**Abb. 11:** Durchschnittliche Zielstärkennutzung pro Bäume der je Variante 10fach wiederholten Jahr und Hektar der je Variante 10fach wiederholten Simulationen im Zeitraum 2300 bis 2600.



**Abb. 12:** Durchschnittliches Alter der zielstarken Bäume der je Variante 10fach wiederholten Jahr und Hektar der je Variante 10fach wiederholten Simulationen im Zeitraum 2300 bis 2600.



**Abb. 13:** Durchschnittlicher Volumenzuwachs je Hektar und Jahr der je Variante 10fach wiederholten Simulationen im Zeitraum 2300 bis 2600.

## Diskussion

Zunächst muss betont werden, dass es sich bei den Ergebnissen um keine realen Versuchsergebnisse handelt, sondern um Ergebnisse, die im Rahmen einer langfristigen Simulation erzeugt wurden. Insgesamt erscheinen die Ergebnisse jedoch plausibel.

Die Frage, ob die konsequente Zielstärkennutzung zu einer Art Gleichgewicht führt, kann für die Simulation mit einem Ja beantwortet werden. Nach etwa 150 - 200 Jahren lässt sich der einschichtige Bestand je nach waldbaulicher Variante und Bonität in einen Zustand überführen, in dem die wichtigsten Bestandesgrößen innerhalb von engen Grenzen oszillieren. Untersuchungen des Buchenplenterwaldes Langula in Thüringen ergaben ähnliche Grundflächen- bzw. Vorratswerte, die zur dauerhaften Erhaltung der Plenterstruktur nicht überschritten werden dürfen (SCHÜTZ 2006). In den simulierten Beständen kann in diesem Zustand fast alle fünf Jahre die gleiche Menge zielstarken Holzes geerntet werden.

Der Zuwachs entspricht in etwa dem maximalen durchschnittlichen Gesamtwachstum gleichaltriger Bestände. Dies deckt sich mit den Untersuchungen des Buchen-Plenterwaldes Langula von GEROLD und BIEHL (1992), die keine wesentlichen Zuwachsunterschiede zwischen dem Plenterwald und einem schirmschlagweisen Hochwald feststellen können. Der Nutzungsanteil von zielstarkem Holz beträgt bei der Zielstärkennutzung über 60%. Durch eine Verringerung der Zielstärke oder eine schwächere Durchforstung lässt sich das Verhältnis noch steigern. Im gleichaltrigen Bestand liegt der Endnutzungsanteil dagegen nur bei 50% (I. EKL, mäßige Durchforstung, 150 Jahre). Die Bonität und die Durchforstungsstärke haben einen erheblichen Einfluss auf den Produktionszeitraum der zielstarken Bäume. Ein zunehmendes Alter bedeutet allerdings auch mehr Risiken der Entwertung z.B. durch Rotkern und Weissfäule (SCHMIDT ET AL. 2008). Für die Varianten der II. und III. Ertragsklasse werden die Produktionszeiträume derartig lang, dass bei diesen über eine Absenkung der anvisierten Zielstärke nachgedacht werden muss.

Die Veränderung der Zielstärke und der Durchforstungsintensität hat in den Simulationen kaum Einfluss auf den Zuwachs. Die freigestellten Buchen scheinen von dem zusätzlichen Standraum derart zu profitieren, dass keine Zuwachsverluste auftreten. Schon ASSMANN (1961) hat für mittelalte Buchenbestände berichtet, dass Grundflächenabsenkungen auf bis zu 50% der maximalen Grundfläche keine Zuwachsverluste zur Folge haben. Auch die Ertragstafeln für Buche Lichtung, mäßige und starke Durchforstung (SCHOBER 1987) zeigen kaum Unterschiede in der Gesamtwuchsleistung und bestätigen das in den Simulationen gefunden Ergebnis.

## Zusammenfassung

Mit dem ForestSimulator BWINPro wurde eine konsequente Zielstärkennutzung in einem 60 Jahre alten Buchenreinbestand für einen Zeitraum von 600 Jahren simuliert. Nach ca. 150-200 Jahren stellt sich für den Bestand eine Art Gleichgewicht ein. Nachfolgend kann regelmäßig (alle 5 Jahre) zielstarkes Holz geerntet werden. Die Wahl der Zielstärke wirkt sich auf die Vorratshaltung und den Zuwachs nur geringfügig aus. Eine stärkere oder schwächere Durchforstung hat ebenfalls kaum Einfluss auf den Zuwachs. Mit der Durchforstungsstärke ändert sich erwartungsgemäß die Vorratshaltung. Eine schwächere Durchforstung, höhere Zielstärke oder abnehmende Bonität führt zu einem wesentlich höheren durchschnittlichen Alter der zielstarken Bäume. Dies kann die Qualität beeinflussen. Für Bestände der II. und III. Ertragsklasse nach SCHOBER (1987) fragt sich, ob Zielstärken um 60 cm angestrebt werden sollten.

## Literatur

- Assmann, E. (1961): Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 490 S.
- Duda, H. (2006): Vergleich forstlicher Managementstrategien. Umsetzung verschiedener Waldbaukonzepte in einem Waldwachstumssimulator. Dissertation Uni Göttingen. Books on Demand GmbH, Norderstedt, 182 S.
- Gerold, D.; Biehl, R. (1992): Der Buchenwald von Langula. Allgemeine Forst Zeitschrift, Heft 2, S. 91-94.
- Hessen-Forst (2008): Hessische Waldbaufibel. Landesbetrieb Hessen-Forst, Kassel.
- Nagel, J.; Duda, H.; Hansen, J. (2006) Forest Simulator BWINPro7. Forst u. Holz, 61. Jg., 427-429
- Niedersächsische Landesforsten (1997): Entscheidungshilfen zur Behandlung und Entwicklung von Buchenbeständen. Merkblatt Nr. 33.
- Schmidt, M.; Nowack, S.; Riebeling, R. (2008): Methodische Ansätze und Ergebnisse zur Quantifizierung des Buchen-Rotkerns in Hessen. In: Ergebnisse angewandter Forschung zur Buche. Beiträge aus der NW-FVA, Band 3, 267-290.
- Schütz, J.-P. (2006): Modelling the demographic sustainability of pure beech plenter forests in Eastern Germany. Annals of Forest Science 63, 93-100.
- Schober, R. (1987): Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a.M.

## Nsim – Ein Wachstumssimulator für Niederwälder

Gerhard Nachtman

Universität für Bodenkultur Wien, Institut für Waldwachstum  
Peter Jordanstr. 82, 1190 Wien

### Problemstellung

Da keine Prognoseinstrumente zur Abschätzung des Biomasseaufkommens für Mischbestände im Niederwald verfügbar sind, sollte der Einzelbaumwachstumssimulator Nsim entwickelt werden. Er dient als Entscheidungshilfe für die waldbauliche Behandlung und gibt neben ertragskundlichen Kennwerten auch Artenzahlen der Vegetation in den unteren Schichten aus. Die Bestandeswerte werden durch die Aggregation der Einzelbäume ermittelt. Durch die Simulation verschiedener Durchforstungsstärken und Umtreibeszeiten ist es möglich, je nach Zielsetzung optimale Behandlungsstrategien zu finden. Wenn die Behandlung beispielsweise auf maximale Biomasseproduktion ausgelegt wird, können etwaige „Tradeoffs“ in Form von Artenzahlen (seltene, ökologisch bedeutsame etc.) quantifiziert werden. Im umgekehrten Fall wird der Verzicht an Biomasse in Tonnen angegeben.

### Daten

Insgesamt wurden 3.765 Bäume aus 54 Probeflächen mit 4, 5, 7 oder 10 m Radius erhoben, die in Burgenland und Niederösterreich liegen. Dieses Datenmaterial enthält 24 verschiedene Baumarten. Ab einer Kluppschwelle von 2 cm wurden BHD, Höhen, Kronenansatzhöhen und Koordinaten der Bäume gemessen, sowie Nummern für die Stöcke und für die einzelnen Ausschläge vergeben. Kernwüchse wurden als solche gekennzeichnet. An 3.397 Bohrkernen (von lebenden Bäumen) wurde der 5jährige Radialzuwachs gemessen um daraus das Kreisflächenzuwachsmodell zu entwickeln.

Vom Zentrum für Umwelt- und Naturschutz (ZUN) der Universität für Bodenkultur Wien wurden auf insgesamt 72 Probeflächen 313 Arten und deren Deckungen in fünf Schichten (Moos-, Kraut- und Strauchschicht sowie Baumschicht 1 und 2) erhoben. Dabei wurden zusätzlich zur Waldphase, in der auch die ertragskundlichen Erhebungen stattfanden, Schlag-, Saum- und Gebüschrückphase betrachtet. Hinsichtlich der Naturschutzrelevanz wurden ökologisch bedeutsame Arten und seltene Arten ausgeschieden. Für die Überlassung der Daten sei den Mitarbeitern des ZUN herzlich gedankt.

### Nsim Modelle

Nsim besteht aus den folgenden Einzelmodellen:

- Bonitierungsmodell
- Kreisflächenzuwachsmodell
- Höhenmodell
- Einwuchsmodell
- Diversitätsmodelle
- Mortalitätsmodell (MONSERUD und STERBA 1999)
- Nutzungsmodell
- Trockenmassemmodell (STERBA und NACHTMANN 2006)

Die wichtigsten dieser Modelle sollen in der Folge kurz erläutert werden.

### Bonitierungsmodell

Als Datengrundlage dienten hier Stammanalysen von 23 Eichen, wobei die burgenländischen Probestämme von LUTTERSCHMIED (2006) um jene aus Niederösterreich ergänzt wurden. Der Site Index (SI) sei hier die Oberhöhe der Eiche im Alter 30. Mittels nichtlinearer Regressionen wurde unter Verwendung der Funktion `nls()` im Statistikpaket R (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009) folgende Gleichung parametrisiert:

$$h_O = SI * \left( \frac{1 - e^{-(k_0 + k_1 * SI) * Alter}}{1 - e^{-(k_0 + k_1 * SI) * 30}} \right)^r$$

Dabei ist  $h_O$  die Oberhöhe im jeweiligen Alter. Da der Site Index auch die Form der Kurven mitbestimmt, spricht man von einem polymorphen System.

Das Oberhöhenkollektiv besteht je nach Probekreisradius aus zwei bis fünf Bäumen (modifiziert nach ASSMANN 1961). Kommt nun die Eiche in diesem Kollektiv vor, kann mit deren Oberhöhe und dem Alter iterativ ein Site Index ermittelt werden. Ist dies nicht der Fall, so muss die Eichenoberhöhe aus der Oberhöhe anderer Baumarten hergeleitet werden, was über einfache lineare Regressionen (`lm()`) geschah. Nun kann die Eichenoberhöhe aus jener von Hainbuche, Linde, Buche, Ahorn, Esche, Pappel oder Robinie geschätzt werden.

### Kreisflächenzuwachsmodell

Aus den gemessenen Bohrkerndaten wurde der 5jährige Kreisflächenzuwachs bestimmt, dessen natürlicher Logarithmus in der Folge in Abhängigkeit von Alter, BHD, Site Index, Stand Density Index (REINEKE 1933), Basal Area of Larger Trees innerhalb des Stockes sowie BAL allgemein (WYKOFF 1990), h/d-Wert und der Tatsache, ob es sich um einen Kernwuchs handelt, oder nicht, modelliert wurde. Das Grundmodell ist eine Kombination aus HUGERSHOFF (1936) (cit PESCHEL, 1938) und WYKOFF (1990) und lautet folgendermaßen:  $\ln(\text{BAI}5) = a + b * \ln(x) - c * y^d$

Je nach Baumart ist die hemmende Größe für das Wachstum im Alter (y) entweder der BHD oder das Alter. Durch die Logarithmierung entsteht eine Verzerrung, die nach der Rücktransformation durch eine Multiplikation mit  $\lambda$  beseitigt wird (MARKLUND 1987):

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^n \text{obs}_i}{\sum_{i=1}^n \text{pred}_i}$$

Dabei steht obs für die beobachteten und pred für die rücktransformierten mit dem Modell vorhergesagten Werte. Die gemischten Modelle, bei denen die Probefläche der zufällige Effekt ist, wurden baumartenweise mittels lmer() aus der R-Library lme4 (BATES et al. 2008) auf jene Daten angepasst, die bei den zuvor geschätzten Least-Truncated-Squares Regressionen (ltsReg()) aus der R-Library robustbase (ROUSSEEUW et al. 2008)) mit 1 gewichtet worden waren.

Für die Koeffizienten wurden nach der Ziehung von 50.000 Markov Chain Monte Carlo Samples (mcmcsmamp()) je Modell Highest Posterior Density intervals (HPDinterval()) angegeben und geprüft, ob diese den Wert Null überdecken. Dies war für alle Koeffizienten mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% nicht der Fall.

### Höhenmodell

Das Höhenmodell von PETTERSON (1955) (cit PRETZSCH, 2001) dient als Grundlage:

$$h = \frac{1}{(a + \frac{b}{BHD})^3} + 1,3$$

Durch die Hinzunahme weiterer Variablen, die in a und/oder b eingehen (siehe auch POLLANSCHÜTZ, 1973), kann die Höhe durch Alter, BHD, Eichenbonität (SI), SDI und einer Dummyvariable für Kernwüchse beschrieben werden. Sofern linearisiert wurde, muss natürlich wieder eine Biaskorrektur mittels  $\lambda$  erfolgen (siehe oben). Je nach biologischer Plausibilität wurden entweder nichtlineare Regressionen (nls()) oder auf die linearisierte Form robuste Regressionen (ltsReg()) angepasst.

### Einwuchsmodell

Zuerst werden die Einwüchse je Hektar in Abhängigkeit vom Grundflächenmittelstamm (dg) geschätzt, wobei die Anpassung nichtlinear mittels nls() erfolgte. r ist ein baumartenabhängiger Exponent.

$$n_{EW*ha^{-1}} = \frac{150.000}{dg[cm]^r}$$

Diese Einwüchse werden dann in Ausschläge und Kernwüchse aufgeteilt und zwar mit jenen Anteilen, wie sie in den Daten vorkommen. Da es auch Ausschläge auf Stöcken gibt, die in der Periode davor noch keine Ausschläge oder solche unter der Klappschwelle hatten, müssen dafür Stöcke "kreiert" werden. Die Anzahl der neuen Stöcke erhält man, indem die Anzahl der Einwüchse am Ort auf neuen Stöcken durch die durchschnittliche Anzahl der Ausschläge pro neuem Stock dividiert wird.

Im Niederwald ist auch noch relevant, auf welchem Stock die neuen Ausschläge einwachsen, weil diese Information beispielsweise für die Berechnung der stockinternen Konkurrenz BALi benötigt wird. Dafür wurde mittels Poisson-Regressionen die Anzahl der Einwüchse ( $n_{EW}$ ) pro Stock in Abhängigkeit von der Anzahl der bereits vorhandenen Ausschläge ("Nichteinwüchse"  $n_{NEW}$ ) pro Stock über ein Maximum Likelihood (ML) Verfahren geschätzt. Dies geschah mit generalisierten linearen Modellen mit logarithmischer Linkfunktion (glm(..., family = "poisson")). Das Modell kann wie folgt dargestellt werden:

$$n_{EW*Stock^{-1}} = e^{b_0 + b_1 * n_{NEW*Stock^{-1}}}$$

Daraus können Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Einwüchsen auf einem Stock mit 0 bis n Nichteinwüchsen ermittelt werden, die dann mit der Anzahl der Einwüchse am Ort multipliziert werden, um die Anzahl der Einwüchse auf den konkreten Stöcken zu erhalten.

## Diversitätsmodell

Die Anzahl der Arten je Artengruppe wurde mittels robuster linearer Regressionen (`ltsReg()`) über dem SDI geschätzt. Um auch die artenreichen Kahlflächen abbilden zu können wurde dort der SDI Null gesetzt. Für folgende Gruppen wurden eigene Modelle geschätzt:

- Gesamtarzenzahl
- seltene Arten
- ökologisch bedeutsame Arten
- Arten in der Krautschicht
- Arten in der Strauchschicht

## Der Simulator **Nsim**

Die hier beschriebene Vorgangsweise bezieht sich auf die Version 0.1 des Simulators, der in R geschrieben ist. Dementsprechend werden zur Eingabe zwei Dataframes verwendet (Baumdaten- und Steuerungsobjekt) und die Ausgabe ist eine Liste mit Bestandes- und Baumdaten.

### **Nsim Eingabe**

#### **Datenobjekt:**

- Probeflächennummer (jeweils eine PBFL)
- Radius in m
- Stocknummer (AID)
- Baumart (BA)
- Kernwuchs (KW): TRUE/FALSE
- BHD in cm
- Baumhöhe in m (fakultativ)
- Alter in Jahren
- Bonität (SI)

Sofern die Baumhöhe nicht in den Eingangsdaten enthalten ist, wird sie mit dem Höhenmodell berechnet.

#### **Steuerungsobjekt:**

Das Steuerungsobjekt hat zwei Spalten, wobei in der ersten das Alter zum Zeitpunkt des Eingriffs steht und in der zweiten angegeben wird, wieviele n stärkste Ausschläge pro Stock in diesem Alter stehenbleiben sollen. Alle schwächeren werden genutzt. Falls auf einem Stock weniger als n Ausschläge vorhanden sind, so verbleibt die vorhandene Anzahl. Wenn die Umtriebszeit erreicht ist, so werden alle Bäume (incl. Kernwüchse) genutzt, die Simulation ist beendet und das Ausgabeobjekt wird erstellt.

### **Nsim Ausgabe**

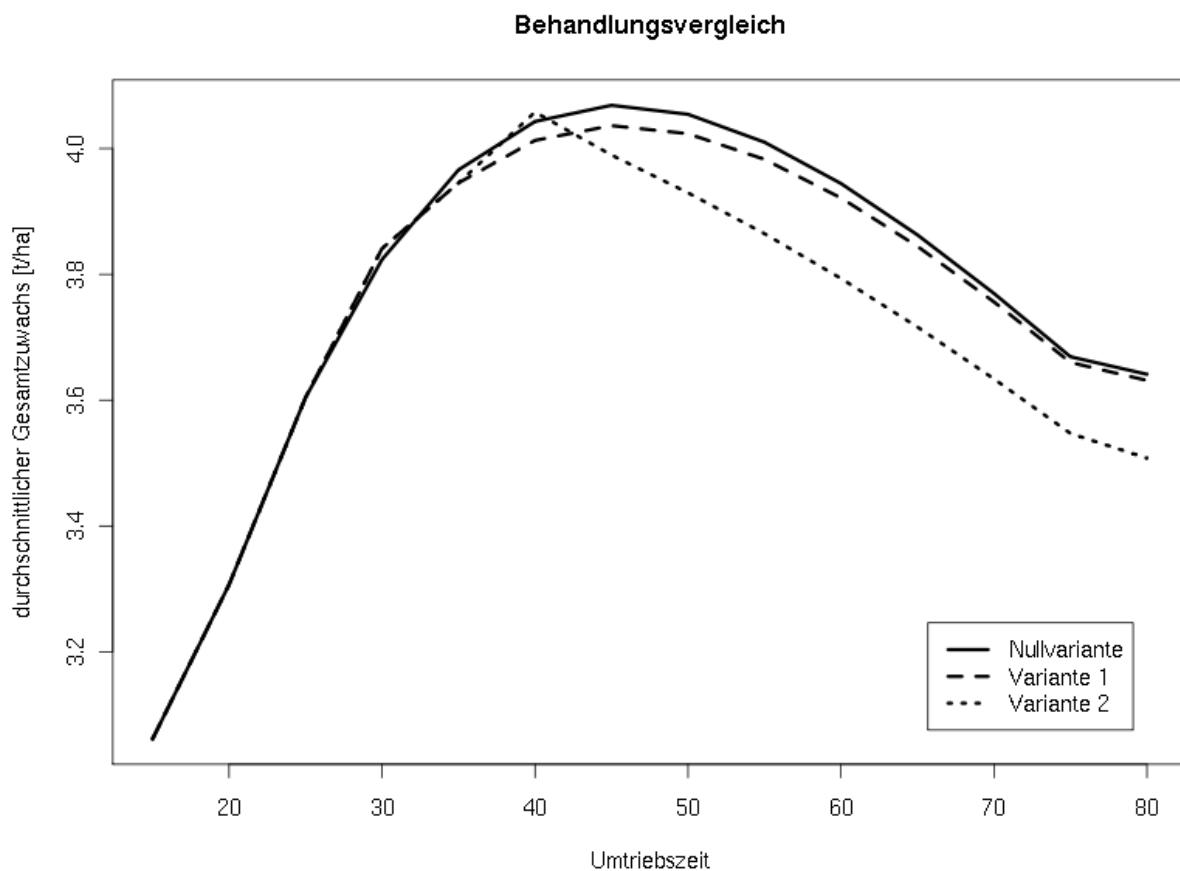
Ein Teil (Dataframe) des Ausgabeobjektes enthält Kennwerte, wie sie auch in Ertragstafeln üblich sind. Eine Simulationsperiode beträgt 5 Jahre, weshalb die Eingriffszeitpunkte (incl. Endnutzung) immer Vielfache davon sein müssen. Die zusätzlichen Informationen sind in weiteren Listenelementen enthalten. Im Wesentlichen wird folgendes ausgegeben:

- Artenzahlen
- Baumliste
- Stammzahl je Hektar
- Grundfläche je Hektar
- Volumen je Hektar
- Trockenmasse je Hektar
- Gesamtzuwachsleistungen (Volumen und Trockenmasse) je Hektar
- Durchschnittlicher Gesamtzuwachs (dgZ) (V und TM) je Hektar und Jahr

### Nsim Variantenvergleich

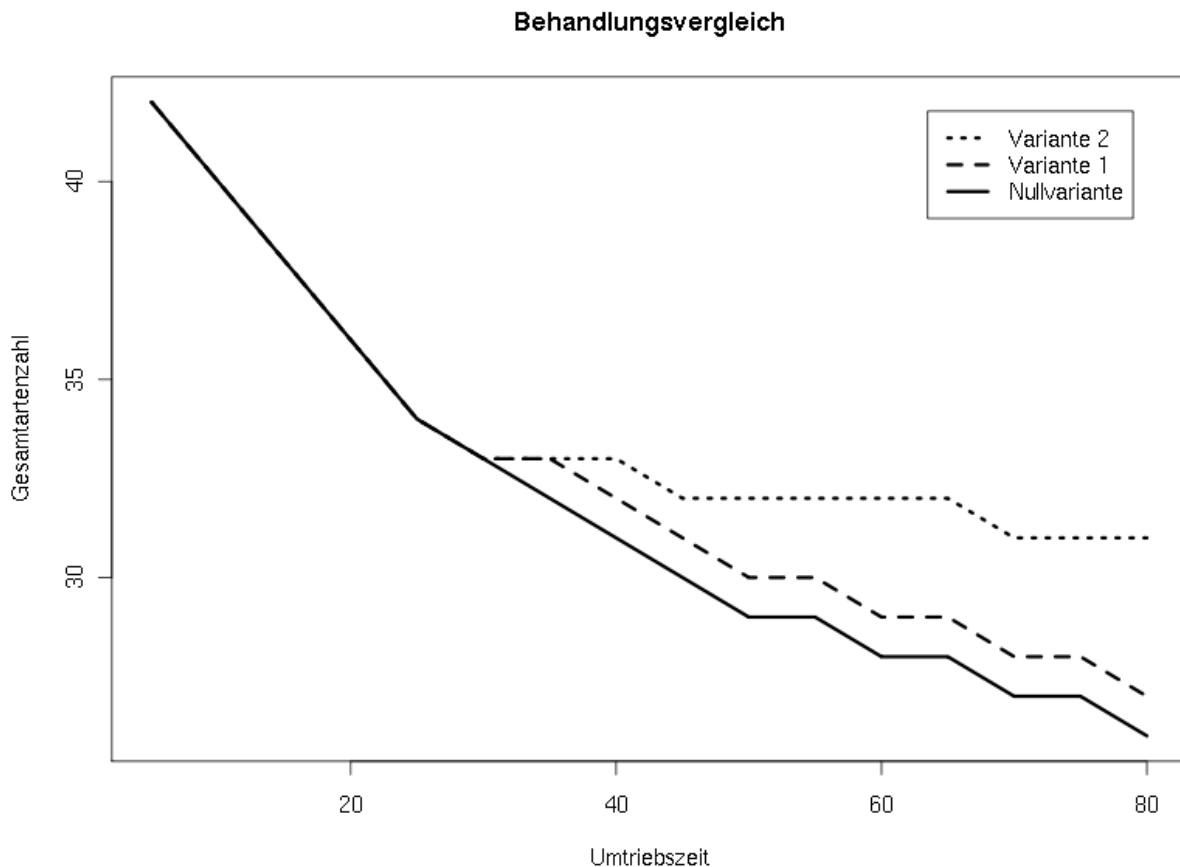
Um verschiedene Behandlungen zu vergleichen, wurden an einer Probefläche beispielhaft drei verschiedene Varianten verglichen. Zur Ableitung der optimalen Umtreibeszeit (dgZ Kulmination), wurde die Endnutzung vorerst im Alter 80 angesetzt, was die üblichen Niederwaldumtriebszeiten weit überschreitet. Die Varianten lauten:

- Nullvariante
  - keine Durchforstung
  - Endnutzung im Alter 80
- Variante 1
  - Im Alter 30 werden nur die 3 stärksten Stämme pro Stock stehengelassen und alle anderen genutzt
  - Endnutzung im Alter 80
- Variante 2
  - Im Alter 30 werden nur die 3 stärksten Stämme pro Stock stehengelassen und alle anderen genutzt
  - Im Alter 40 wird bis auf den stärksten Stamm pro Stock alles genutzt
  - Endnutzung im Alter 80



**Abbildung 1: Vergleich der 3 Nutzungsvarianten hinsichtlich des durchschnittlichen Gesamzuwachses (Trockenmasse)**

Betrachtet man nun den Verlauf des durchschnittlichen Gesamzuwachses der Trockenmasse (Abbildung 1), so zeigt sich bei der unbehandelten Variante und bei Variante 1 eine Kulmination desselben im Alter 45. Sollte das Ziel sein, die maximale Trockenmasse zu produzieren, so würde der unbehandelte Bestand in diesem Alter auf den Stock gesetzt werden. Die Durchforstung im Alter 40 erweist sich in dieser Hinsicht als nicht sinnvoll, weil der verbleibende Bestand den Zuwachsverlust durch die geringere Stammzahl nicht kompensieren kann. Da die Nutzung vor der Mortalität simuliert wird, zeigt Variante 2 im Alter 40 einen höheren Wert als Variante 3. Das Abflachen der Kurven ab Alter 75 hat dieselbe Ursache.



**Abbildung 2: Vergleich der 3 Behandlungsvarianten hinsichtlich der Gesamtartenzahl**

Betrachtet man die Artenzahlen (in Abbildung 2 als Beispiel die Gesamtartenzahlen), so zeigt sich, dass erwartungsgemäß bei der Nullvariante die geringste Artenzahl auftritt, weil dort der SDI am größten ist. Je stärker eingegriffen wird, desto schwächer ist der Rückgang der Artenzahl mit zunehmendem Alter. Die dargestellten Werte sind durchschnittliche Artenzahlen über der Umtriebszeit, weshalb keine Sprünge nach den Eingriffen erkennbar sind. Sollte die Bewirtschaftung nun so erfolgen, dass möglichst viele Arten vorkommen, so kann dies primär über eine Verkürzung der Umtriebszeit und sekundär mittels Durchforstungen erreicht werden.

### Zusammenfassung

Mit dem Simulator NSIM ist es möglich je nach Zielsetzung optimale Umtriebszeiten abzuleiten und Behandlungsalternativen gegeneinander abzuwählen. So kann beispielsweise jene Behandlungsvariante, die die nutzbare Biomasse maximiert mit jener verglichen werden, die für die Artenvielfalt am günstigsten ist. Gegebenenfalls kann so abgewogen werden, auf wieviel Tonnen Biomasse verzichtet werden muss, um eine höhere Artenzahl zu halten.

### Summary

NSIM is an individual tree growth simulator for coppice forests, which is written in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009). It can be used for the estimation of biomass and species diversity depending on the rotation period length and thinnings. Simulations with different management strategies can be carried out to calculate the trade-off between biomass production and diversity in several vegetation layers and species groups.

### Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E.: Waldertragskunde, Bayerischer Landwirtschaftsverlag, München, 490 S., 1961
- BATES, D; MAECHLER, M.: lme4: Linear mixed-effects models using S4 classes – R package version 0.999375-31, 2009
- HUGERSHOFF, R.: Die mathematischen Hilfsmittel des Kulturingenieurs und Biologen. Bd. 2, Herleitung von gesetzmäßigen Zusammenhängen. als Manuscript veröffentlicht, Dresden, 1936

- LUTTERSCHMIED, H.: Bonität und Höhenzuwachs in den Niederwäldern Ostösterreichs, Universität für Bodenkultur Wien, Diplomarbeit, März 2006
- MARKLUND, L. G.: Biomass functions for Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst) in Sweden / Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Forest Survey. Umeå, Nr. 43, 127 S., 1987
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H.: Modeling individual tree mortality for Austrian forest species, *Forest Ecology and Management* 113(2-3):109–123, 1999
- PESCHEL, W.: Die mathematischen Methoden zur Herleitung der Wachstumsgesetze von Baum und Bestand und die Ergebnisse ihrer Anwendung, *Tharandter forstliches Jahrbuch* 89(3/4):169–247, 1938
- PETTERSON, H.: Die Massenproduktion des Nadelwaldes, *Mitteilungen der Forstlichen Forschungsanstalten Schwedens* Bd. 45:392–580, 1955
- POLLANSCHÜTZ, J.: Auswertung von Waldinventuren. In: KRAPFENBAUER, A. (Hrsg.): 100-Jahre Hochschule für Bodenkultur in Wien Bd. IV: 355–369, Wien: Studienrichtung Forst- und Holzwirtschaft der Hochschule für Bodenkultur, 1973
- PRETZSCH, H.: Modellierung des Waldwachstums, Parey, Berlin 341 S., 2001
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, <http://www.R-project.org>, 2009
- REINEKE, L. H.: Perfecting a stand-density index for even-aged forests, *Journal of Agricultural Research* 46(7):627–638, 1933
- ROUSSEEUW, P.; CROUX, C.; TODOROV, V.; RUCKSTUHL, A.; SALIBIAN-BARRERA, M.; VERBEKE, T.; MAECHLER, M.: robustbase: Basic Robust Statistics – R package version 0.4-3, 2008
- STERBA, H. ; NACHTMANN, G.: Biomassefunktionen für Ausschlagwaldbaumarten im Osten Österreichs. In: NAGEL, J. (Hrsg.): Sektion Ertragskunde: Beiträge zur Jahrestagung 2006:184–189, Staufen, Mai 2006
- WYKOFF, W. R.: A basal area increment model for individual conifers in the Northern Rocky Mountains, *Forest Science* 36(4):1077–1104, 1990

## Betrachtung der Risiken in Wuchsmodellen

Jean-Philippe Schütz  
Brüggliäcker 37, CH 8050 Zürich

**Summary:** Risk consideration in growth modelling

A comparison between stand density in pure beech (*Fagus silvatica*) as well as pure spruce (*Picea abies*) virgin forest to the maximal stocking in correspondent growth model allows measuring the risk of stand dissolution in ageing forests. As reference for virgin forest, where generation waves intermix in time and space, is the first cohort considered, which can be assessed correctly from stem numbers distribution. Stand density is determined by the relationship between stem numbers (N) and quadratic mean diameter ( $d_g$ ), the so called stand-density after REINEKE. In both case the relationship leads to biologic comprehensive outlet point. The question whether simple ageing or more external disturbances is more determinant on this process is discussed.

Key words: risk management, stand density, growth model, virgin forest

### Einleitung

Aus Gründen der Zerlegung aus einfachen Komponenten beschäftigt sich die Waldwachstumskunde mit archetypischen Entitäten, nämlich meistens reine monospezifische gleichaltrige und auch vollbestockte Bestände. Die wichtigsten Wachstumsgrößen werden an Hand von vollständigen, teilweise auch von unvollständigen Zeitreihen abgeleitet, aus Stichproben von relativ kleiner Flächenausdehnung, meistens nicht grösser als 0.2 ha. Sobald solche Versuchsflächen aus irgendeinem Grund (Sturm, Käfer) unerwartete Ausfälle vorweisen, werden sie aus der Zeitreihe ausgeschlossen. So gelten die Ergebnisse aus solchen Modellen nun für einigermassen vollbestockte Wälder, bzw. wenn Durchforstungseingriffe vorgesehen sind, solchen mit homogenem regelmässigem Kronenschluss.

Die Referenzierung für die Bestockungsdichte erfolgt konventionellerweise in Relation zur maximalen Grundfläche (FRANZ 1965). Diese lässt sich am besten mit der Relation Stammzahlen (N) zum mittleren quadratischen Durchmesser ( $d_g$ ) von unberührten Beständen erfassen, nach dem Prinzip der erweiterten REINECKE's Dichteregel. Diese Relation scheint höhenbonitätsunabhängig zu sein. Allerdings besteht eine relativ grosse Restvariation der maximalen Grundfläche, welche offensichtlich von der Standortsfaktorenkonstellation beeinflusst ist und sich über das sog. Ertragsniveau charakterisieren lässt (SCHÜTZ und ZINGG, 2009).

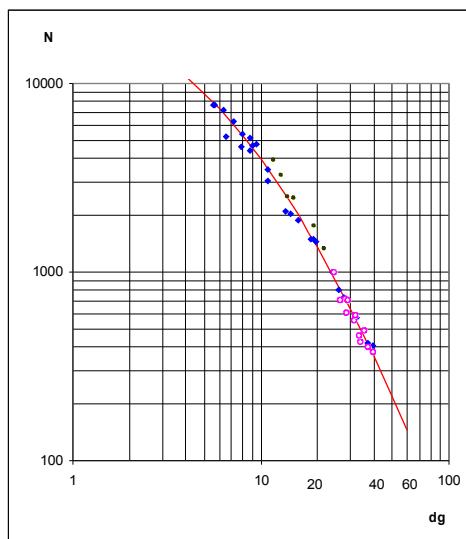


Abbildung 1:  $\ln(N):\ln(d_g)$ , die sogenannte Standaum-Dichterelation nach REINEKE, für Buchen undurchforsteter Bestände der Schweiz, gemäss Wuchssimulator SiWaWa (SCHÜTZ 2008)

Auch wenn man, wie hier oben beschrieben, ausschliesslich sog. normalbestockte Versuchsflächen verwendet, ist die Relation  $\ln(N)$  zu  $\ln(d_g)$  im Durchschnitt kurvilinear konvex, sowohl für Referenz-A-Flächen (Abb. 1) wie auch für den üblichen Durchforstungsregime B, C, oder H (SCHÜTZ und ZINGG, 2009). Ob diese leichte Kurvilinearität den Ausdruck für eine Veränderung der allometrischen Standaumausnutzung darstellt, oder sich schon wegen gewisser Mortalität des zweiten Grades, nämlich Ausfall infolge Alterung oder zufälliger Ereignisse erklären lässt, ist nicht mit absoluter Sicherheit feststellbar, weil man normalerweise die Einzelgründe für nicht waldbaulich bedingte Ausfälle kaum bis auf Einzelbäume rekonstruieren kann. Wie dem auch ist, diese leichte

Kurvilinearität scheint representativ zu sein für die Charakterisierung praxisüblicher normalbestockter Bestände, und sie ist somit geeignet für die Planung ihrer Entwicklung.

In Wirklichkeit nimmt das Risiko, dass unplanmäige Ausfälle mit zunehmenden Alter eintreffen, zu, einerseits wegen der grösseren Aussetzungsdauer in Bezug zu den Risiken, andererseits weil mit zunehmender Alterung und entsprechender Abnahme der Vitalität, die Empfindlichkeit gegenüber Pathogenen zunimmt. Es bestehen nämlich keine gleichläufigen Wechselbeziehungen zwischen prädisponierenden Faktoren wie Rotfäuleempfindlichkeit und Widerstandsfaktoren. Trotz der Komplexität solcher Phänomene wäre es von erheblicher Tragweite zu wissen, ob solche Risiken sich irgendwie funktionell erfassen lassen, um in Modellen integriert werden zu können als Hilfe für die Einschätzung der Risiken.

Das Umgehen mit Risiken ist eigentlich ein bekannter Wissenschaftszweig mit praktischer Bedeutung im Versicherungssektor zum Beispiel. Aus sehr langen Zeitreihen lassen sich mit Hilfe der Gumbelstatistik der Extreme (GUMBEL 1958) Zusammenhänge zwischen Ereignissgrössen, gemessen etwa mit der maximalen momentanen Windgeschwindigkeit (d.h. hier im sekundenmittelwert), und der Wiederkehrswahrscheinlichkeit erkennen (Abb. 2). Doppel-logarithmisches dargestellt soll dieser Zusammenhang linear sein. Voraussetzung für eine solche Analyse ist eine genügend lange Zeitreihe, sowie Annahme der vollen Zufälligkeit. Wohl gibt es viele Hinweise auf die Zufälligkeit von Sturm-Ereignissen (DOBROVOLNY und BRAZDIL 2003, BIELECKA-BAKOWSKA 2003) sowie der Zufälligkeit der Verteilung der verursachten Schäden etwa als Lücken (QUINE und MALCOLM 2007). Stürme weisen eine hohe innere Heterogenität der Böenstruktur auf, welche schlussendlich erklärt, warum auch die Verteilung der Schäden hoch stochastisch ist. Mit einem Wiederkehrwert von 10 Jahren, im Fall des Sturmes Lothar, lässt sich die Chance, dass Schäden am gleichen Ort (d.h. im gleichen Bestand) wieder eintreten mit einer viel geringeren Wahrscheinlichkeit bzw. höheren Rekurrenzzeit bestimmen. So rechnen SCHÜTZ et al (2006) für die recht empfindliche Baumart Fichte mit einer Wiederkehrzeit auf Bestandesniveau von 85 Jahren gegenüber Werten von 10 Jahren für das Ereignis selbst gemäss Abb. 2. Bei der Buche ist die entsprechende Wiederkehrzeit bei 350 Jahren.

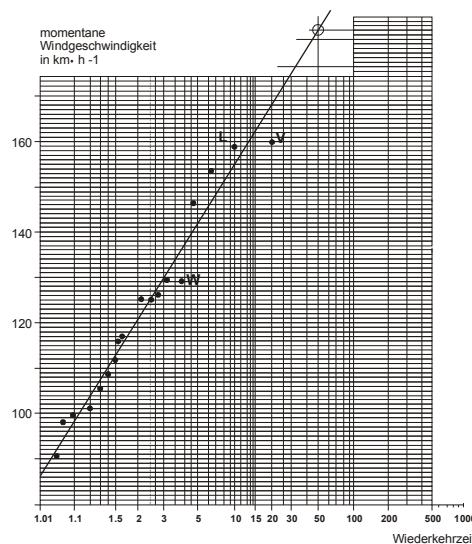


Abbildung 2: Sturmwiederkehr nach Gumbel-Statistik für den Meteo Standort Zürich, nach Eidg. Forschungsamt. WSL und Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft, 2001. V = Orkan Vivian, L = Lothar

Für das Waldwachstum sind solche Methoden bisher kaum zur Anwendung gekommen. Dies hängt möglicherweise damit zusammen, dass die übliche räumliche wie zeitliche Referenz des ertragskundlichen Datenmaterials kaum geeignet ist dazu. In der Tat, stark zufallbeeinflusste Phänomene lassen sich kaum auf kleiner Referenzfläche nachweisen, sie bedürfen wesentlich grösserer Bezugsflächen, im Bereich von mindestens Hunderten wenn nicht Tausenden von ha.

Dahingegen lässt sich die zeitliche Komponente an Hand sehr langer Beobachtungsreihen der Urwaldforschung herleiten, hier wird die Bestandesentwicklung bis zur vollen Ablösung der Generationen einigermassen rekonstruiert. Daraus können gewisse Gesetzmässigkeiten erkannt werden in Bezug auf Lebensdauer der Baumgenerationen sowie die Art und Weise der Auflösung der Bestockung. Weil sowohl die Buchen- wie Fichtenurwälder als reine Bestockungen in Mitteleuropa vorkommen, lassen sich die gewonnenen Urwalddaten mit üblichen ertragskundlichen Modelle vergleichen.

Ziel des vorliegenden Vergleiches ist es, die Raum-Dichte-Verhältnisse in reinen Buchen-Urwäldern bzw. Fichtenurwäldern zu betrachten und zu vergleichen mit Modellen für Vollbestockungen. Die Ablösung der

Generationen in diesen Urwälder erfolgt räumlich wie zeitlich gestaffelt, ursprünglich in der Schirmstellung (Abb. 3) und später in fortgeschrittenen Stadien der Ontogenese in kleinen bis mittleren Lücken (KORPEL, 1995, ZEIBIG et al 2005, DRÖSSLER und von LÜPKE, 2005).



Abbildung 3: Die Erneuerung in reinen Buchenurwäldern erfolgt zuerst in der Schirmstellung, später (im Hintergrund rechts) in Lücken. Urwaldreservat Kyjov, Vihorlatsgebirge, Slowakei

### Datenmaterial

In der Slowakei, am Lehrstuhl Walbau der Technischen Universität Zvolen, sind Langzeitbeobachtungen in ausgedehnten reinen Buchen- bzw. Fichtenurwaldreservaten vorhanden, die aus wiederholt gemessenen Dauerversuchsfächlen gewonnen wurden. Die Daten wurden uns in verdankenswerter Weise von Prof. M. Saniga zur Verfügung gestellt. Die Reservate wurden seit den 60er Jahren durch Prof. Š. Korpel' in verschiedenen repräsentativen Stadien der Ontogenese eingerichtet und bis viermal wiederholt aufgenommen. Die Dauerversuchsfächlen weisen eine Ausdehnung in der Regel von mehr als 0,5 ha. Für Buche standen 49 Aufnahmen von 15 Teilflächen aus den Reservaten Havešova, Kyjov, Rožok, Stužica, Oblik und Vtäčník zur Verfügung. Darüber hinaus sind 43 einmalige Aufnahmen aus der Diss. Lars Drössler (2006) in zwei der gleichen Buchenurwaldreservate der Slowakei (nämlich Havešova und Kyjov) verfügbar, in Aufnahmeflächen von 62,5 m Kantenlänge, d.h. 0,39 ha. Schlussendlich bestehen vergleichbare Aufnahmen aus dem Schweizer Urwaldreservat Tariche bei St-Ursanne der früheren Professur für Waldbau der ETH (25 Aufnahmen aus 4 Teilflächen). Für die Fichte wurde ausschliesslich Datenmaterial aus den Reservaten Kosodrevina, Polana, Babia Hora und Pilsko aus der Slowakei verwendet. Es sind hier 50 Aufnahmen aus 13 Teilflächen der 5 Reservate. Die zur Herleitung des Wuchsmodells SiWaWa verwendeten Daten stammen aus den klassischen schweizerischen waldwachstumskundlichen Versuchsfächlen. Sie sind in SCHÜTZ und ZINGG 2009 beschrieben.

Buchenurwälder kommen aus folgenden Reservaten: Havešova (170 ha) liegt in den Bergen von Bukov in einer Höhe von 500-650 m üM, ist südexponiert, Klima ist subozeanisch mit gewisser Kontinentalität, N 700-800mm/Jahre und Temperatur um 7°C, Geologie: Meeresablagerungen aus dem späten Eozän in Form von Flysch, als Boden entsteht hier eine Braunerde. Reservat Kyjov (53 ha) liegt im Vihorlat-Gebirge, 700-820 m üM, nach Norden leicht geneigt, N 750-800 mm und Temperatur um 6°C, Ausgangsgestein: Andesit (Vulkanisches Erdgussgestein), Boden: Braunerde. Reservat Rožok (67 ha) liegt in den Bergen von Bukov in einer Höhe von 500-790 m üM, nördlich exponiert mit Hangneigung 40-50 %, N = 780 mm, t = 7°C, geologische Unterlage bildet Sandstein mit wenig kalkhaltigen Bindemittel, mit teilweise Tonschiefer, mesotrophische Braunerde. Reservat Stužica (659 ha) in den Bergen von Bukov an der Grenze zw. den West- und Ostkarpaten im Forstbetrieb Ulič, Seehöhe 650-900, leicht nach Norden geneigt, N= 850-1000, t= 5-6°C, geologischer Untergrund ist hellgrauer Glimmersandstein und dunkelgrauer Mergel, tiefgründiger, humoser Boden. Reservat Oblik (91 ha), Meereshöhe 700-930 m üM, Ausgangsgestein: Andesit (Vulkanisches Erdgussgestein), Boden: Ranker.

Für Fichte sind es die Reservate: Kosodrevina, auf dem südlichen Abhang des Chopokberges, Meereshöhe 1380-1430, südliche Exposition, Neigung 20-25 %, N 1150-1200 mm, t 1,5-2°C, geologische Grundlage sind kristalline Gesteine, Boden ein Humuspodsol. Reservat Polana im Forstbetrieb Kriváň (685 ha) auf Meereshöhe zw. 560 und 1458, geologische Unterlage Andesit und agglomanierte Andesittuffe, östl. und westl. Exposition, N= 900-1000 mm, t = 4-4,5°, Boden graue Walderde. Babia Hora in den westlichen Beskiden (117 ha), Meereshöhe 1100-1725, kalkhaltige Sandsteine und Magura Flysch, N= 1600, t = 2°.

Die Stammzahlen und  $d_g$  wurden für die Ausgangsgeneration, d.h. die sogenannte erste Kohorte, errechnet. In der Regel lassen sich die ineinander verschachtelten Generationsschübe, wie sie im Urwald vorkommen, aus der Stammzahlverteilung recht gut erkennen (siehe Abb. 4).

Die Zuteilung der Stadien der Ontogenese erfolgt nach KORPEL (1995). Im Heranwachsenstadium bzw. im Optimalstadium weist die Bestockungsstruktur noch einigermassen voller Schluss auf. Erst am Ende des

Optimalstadiums beginnt sich dann der Kronenschluss sukzessive aufzulösen, um im Zerfallsstadium mittlere bis grössere Lücken (bis 0.4 – 0.5 ha bei der Buche) zu schaffen.

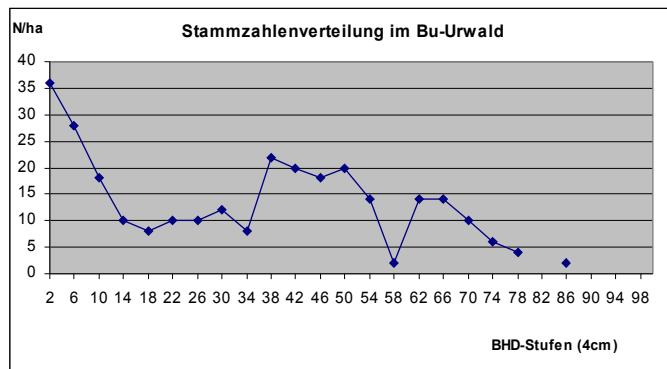


Abbildung 4: Stammzahlverteilung auf der Dauerversuchsfläche von Urwaldreservaten. Es lassen sich drei zeitlich gestaffelte, ineinander geschachtelte Generationen recht gut unterscheiden.

### Ergebnisse

Abbildung 5 zeigt die  $\ln(N)$  zu  $\ln(d_g)$  für die reinen Buchenreservatsflächen. Im Vergleich dazu sind die Kurven des Wuchssimulators SiWaWa (SCHÜTZ, 2008) für verschiedene Bestockungsgrade angegeben. In der Abbildung 6 sind die entsprechend resultierenden Grundflächenverläufe ersichtlich, wie sie aus dem Ausgleichsmodell (1) errechnet wurden.

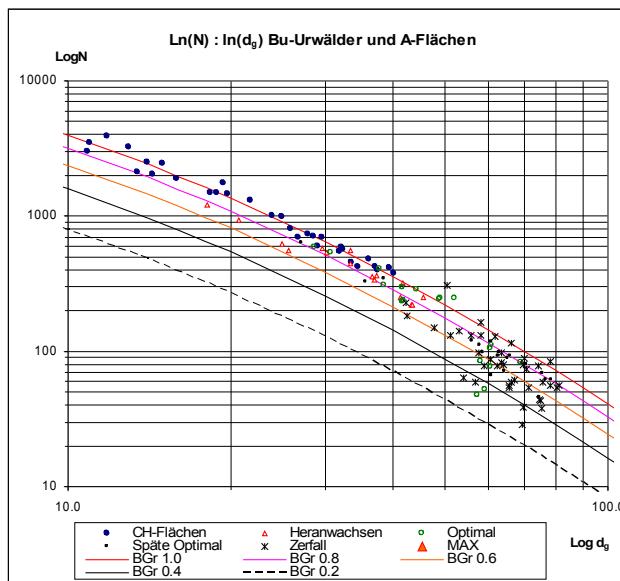


Abbildung 5:  $\ln(N)$  zu  $\ln(d_g)$  der ersten Baumgeneration in Buchenurwäldern, im Vergleich zum Modellraster SiWaWa für verschiedene Bestockungsgrade.

$$(1) \quad \ln N = a + b * \ln(d_g) + c * (\ln(d_g))^2$$

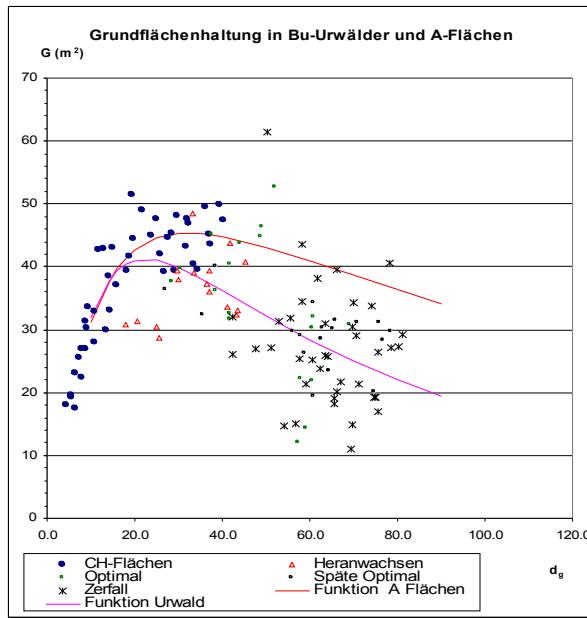


Abbildung 6: Grundflächenverlauf der ersten Baumgeneration in Buchenurwäldern im Vergleich zum Buchenmodell SiWaWa für vollbestockte Buchenbestände

In ähnlicher Weise sind die Grundflächenverläufe der Fichtenurwälder in Abb. 7 dargestellt.

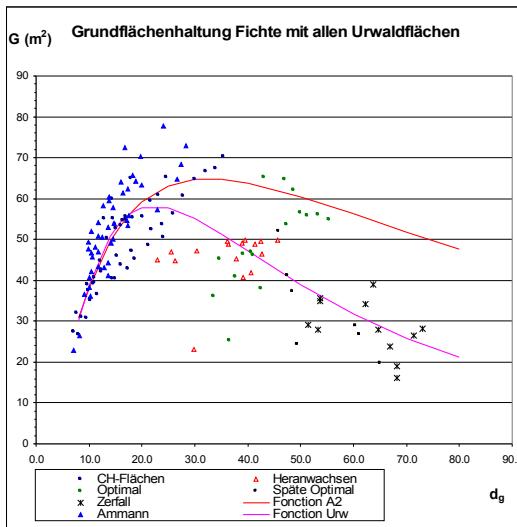


Abbildung 7: Grundflächenverlauf der ersten Baumgeneration in Fichtenurwäldern im Vergleich zum Modell der Vollbestockung

### Diskussion

Trotz gewisser Variation der Werte lässt sich in den beiden Fällen ein eindeutiger Trend der Entwicklung in Urwäldern feststellen. Der Trend ist insofern überzeugend, als seine Extrapolation zu glaubwürdigen biologischen Eckpunkten führt, nämlich die definitive Ablösung einer Baumgeneration, welche gemäß KORPEL im Alter 230 bis 250 bei Buchenurwäldern und maximalen BHD von etwa 120 cm, für Fichten nach etwa 300 bis 350 Jahren und maximalen Dimensionen von 100 cm erfolgt. Die Verwendung des  $d_g$  als Entwicklungsgröße für die Charakterisierung der natürlichen Dynamik scheint somit gerechtfertigt, zumal deren Ableitung recht einfach ist. Wohl wird man davon ausgehen, dass die Auflösung in der Phase des Zerfalls eine gewisse Variation aufweist und zwar zeitlich wie auch räumlich. Auch dürfte die allgemeine Exponiertheit der Standorte zu Sturmereignissen, welche schlussendlich zur Bildung von Lücken verantwortlich sind und somit zum Zerfall führen, eine nicht unbeträchtliche Rolle spielen. ZEIBIG et al (2005) erklären damit die festgestellten Unterschiede der Lückenverteilung, gegenüber der von DRÖSSLER und LÜPKE (2005) festgestellten. Ob mehr die Sturmereignisse (Stürme) bestimmt sind für die Auflösung eines Urwaldes oder ganz einfach die Folgen der Alterung, ist im heutigen Stand der Forschung wirklich noch unklar. KORPEL (1995) konnte gewisse Konstanz in den erreichten Altern feststellen, zumindest innerhalb der gleichen Art. Das würde eher dafür sprechen dass die Ontogenese klare zeitliche Grenzen besitzt. Auch bei anderen biologischen Organismen, z.B. in der Tierwelt,

scheint dem maximalen Alter relativ engen Grenzen gesetzt. Warum sollte es nicht auch so sein bei den Waldpopulationen? Die Frage könnte methodisch betrachtet gewisse Ähnlichkeiten aufweisen mit demographischen Analysemodellen.

Auch wenn die Referenzfläche der Dauerversuchsflächen (0,5 ha) etwas knapp scheint, um die flächige Repräsentativität der Phasen zu wiedergeben, ist die Art der oben gezeigten Entwicklung immerhin im Durchschnitt kohärent. Somit dürfte der Ansatz im Grunde richtig sein. Zwischen Fichte und Buche bestehen keine wesentlichen Unterschiede im Verlauf der  $\ln(N)$  zu  $\ln(d_g)$ , obwohl die Buche wesentlich kurzlebiger ist als die Fichte, und obwohl die Standraumausnützungsverhältnisse z.T. erheblich anders sind (PRETZSCH und SCHÜTZE 2005).

Variationen in Folge unterschiedlicher Ertragsniveau wurden hier nicht betrachtet, weil es schwierig ist, das Ertragsniveau wie im Urwald strukturierter Bestände zu bestimmen. Der Verlauf des N:dg in Phasen der Vollbestockung wäre ein Weg dazu. Weil das Ertragsniveau eine der wichtigsten Größen zur Charakterisierung der Bestockungsdichte ist (SCHÜTZ und ZINGG, 2009), sollte dieses nicht ausser Acht gelassen.

Für die Praxis und die Frage der Risikoerfassung ist nicht nur der Auflösungsprozess entscheidend, sondern wie er auf das innere Stabilitätsgefüge der Bestockung wirkt. Am Anfang, bei geringer und regelmässiger Auflösung des Kronendaches, wirkt das Verschwinden von Einzelbäumen eher günstig, in etwa wie eine Durchforstung. Ab welchem Zustand der Auflösung bzw. bei welcher Lückengröße das Bestandesgefüge derart gestört ist, dass seine Empfindlichkeit sich drastisch verändert, ist wirklich noch offen. Gewisse Parallelen lassen sich mit der Beobachtung des Auflösungsprozesses einer Bestockung während eines Windsturmes ableiten. Im Gegensatz zur vermeintlichen und vereinfachten Vorstellung erfolgt dies, wie Filmaufnahmen (SCHÜTZ et al. 2006) es zeigen, nicht in einem Schub sondern in einer kurzzeitigen Kettenreaktion unter wiederholter Wirkung von extremen Böen. Die Beobachtung der Schaffung von Lücken bei QUINE und MALCOLM (2007) weisen auf die hohe Zufälligkeit solcher Ereignisse hin. Es zeigt sich auch, dass bei späteren Sturmereignissen fast ebenso so viele neue Lücken geschaffen werden wie die Erweiterung der bereits bestehenden.

Erst wenn solche Fragen zufriedenstellend geklärt werden, wird es möglich sein, die Risiken richtig zu quantifizieren, bzw. zu modellieren, und bis dann besteht noch einiges an Bedarf für die Forschung.

#### **Dank:**

Ich bin Professor Milan Saniga, Vorsteher der Professur Waldbau der technische Universität Zvolen äusserst dankbar für die Zurverfügungstellung des Datenmaterials aus der slowakische Urwalforschung, sowie Herrn Dr. Lars Drössler für Daten aus seinen Dissaufnahmen.

#### **Literaturverzeichnis**

- BIELEC-BAKOWSKA, Z.: Long-term variability of thunderstorm occurrence in Poland in the 20<sup>th</sup> century, Atmospheric Research, 67-68:35–52, 2003
- DOBROVOLNY, P., BRÁZDIL, R.: Documentary evidence on strong winds related to convective storms in the Czech Republic since AD 1500, Atmospheric Research, 67-68:95–116, 2003
- DRÖSSLER, L.: Struktur und Dynamik von zwei Buchenurwäldern in der Slowakei. Diss Fak. Forstwiss u. Waldökol. G.A. Univ. Göttingen, Göttingen, 102 S., 2006
- DRÖSSLER, L., VON LÜPKE, B.: Canopy gaps in two virgin beech forest reserves in Slovakia, Journal of Forest Science, 51:446–457, 2005
- EIDGENÖSSISCHE FORSCHUNGSANSTALT WSL., BUNDESAMT FÜR UMWELT, WALD UND LANDSCHAFT (Eds.): Lothar der Orkan 1999; Ereignisanalyse. Eidg. Forschungsanst. WSL, Bundesamt für Umwelt, Birmensdorf, Bern, 365 S., 2001
- FRANZ F.: Ermittlung von Schätzwerten der natürlichen Grundfläche mit Hilfe ertragskundlicher Bestimmungsgrössen des verbleibenden Bestandes, Forstwiss Cbl 84: 357–386, 1965
- GUMBEL, E.J.: Statistics of extremes. Columbia University Press, New York, 375 S., 1958
- KORPEL, Š.: Die Urwälder der Westkarpaten. Gustav Fischer. Stuttgart, Jena, New York, 310 S., 1995
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE ,G.: 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, 2005
- QUINE, CP., MALCOLM, DC.: Wind-driven gap development in Birkley Wood, a long term retention of planted Sitka spruce in upland Britain, Can. J. For. Res. 37: 1787-1796, 2007
- SCHÜTZ, JP.: Ertragsniveau und maximale Bestockungsdichte; als Grundlage für die Modellierung der natürlichen Mortalität, in: Nagel G. (Ed.), Jahrestagung 2008, Trippstadt, 5.-8. Mai 2008, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde, Göttingen, 123-132, 2008
- SCHÜTZ, JP., ZINGG, A.: Improving estimations of maximal stand density by combining Reineke's size-density rule and the yield level, Annals of Forest Sciences, (submitted)
- SCHÜTZ, JP., GÖTZ, M., SCHMID, W., MANDALLAZ, D.: Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forests stands to storms and consequences for silviculture, Eur. J. Forest Res. 125: 291-302, 2006
- ZEIBIG, A., DIACI, J., WAGNER, S.: Gap disturbancepatterns of a *Fagus sylvatica* virgin forest remnant in the mountain vegetation belt of Slovenia, For. Snow. Landsc. Res., 79 (1/2):69–80, 2005

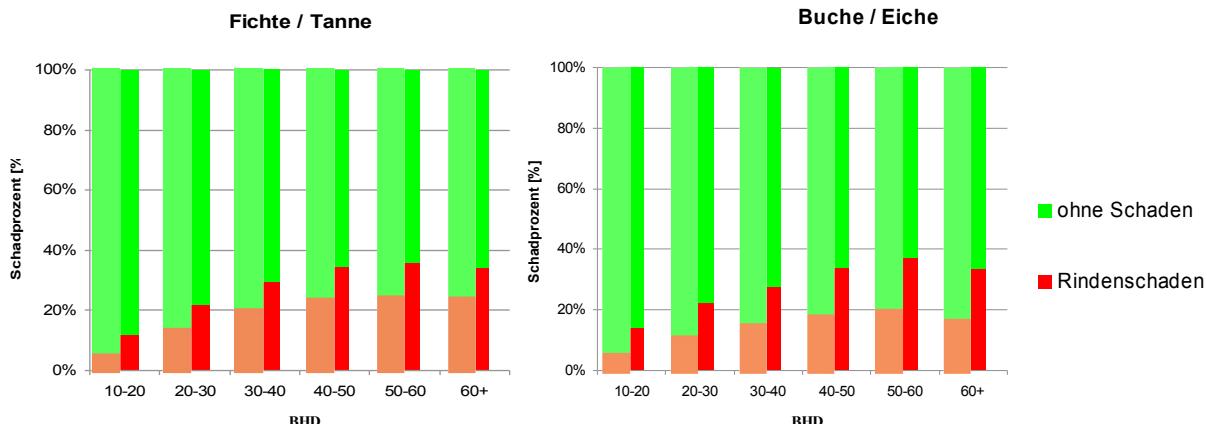
## Modellierung von Rindenschäden infolge von Holzernte

Michael Nill

Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Wonnhaldestr. 4, 79100 Freiburg

### Einleitung

Den Bundeswaldinventuren sowie einer Vielzahl von Betriebsinventuren zufolge haben Rindenschäden durch Holzerntemaßnahmen in Baden-Württemberg ein hohes Schadniveau erreicht. So weisen aktuelle Inventuraufnahmen der Betriebsinventuren für die Hauptbaumarten Fichte (incl. Tanne) und Buche (incl. Eiche) ein maximales Schadprozent im Durchmesserbereich 50-60 cm von ca. 35% auf. Daneben ist durch den Vergleich derselben Flächen mit der Voraufnahme ersichtlich, dass Rindenschäden durch Holzernte in den letzten Jahren zugenommen haben (Abb. 1).



**Abbildung 1:** Schadprozente der Hauptbaumarten Fichte (incl. Tanne) und Buche (incl. Eiche) aufgetragen über Durchmesserstufen in aktuellen Betriebsinventuren (dunkle Farbtönung). Im Vergleich dazu die Ergebnisse an denselben Inventurstichpunkten 10 Jahre zuvor (helle Farbtönung).

Zur Reduktion neu auftretender Rindenschäden bedarf es einer situationsgerechten Entscheidungshilfe für den Forstbetrieb. Um diese zu erarbeiten, wurde vom Ministerium Ländlicher Raum Baden-Württemberg an der FVA das Projekt „Rindenschäden durch Holzernte: Ausmaß, Ursachen und Auswirkungen auf die Wertleistung“ ins Leben gerufen. Ziele des Projekts sind die Identifikation von Schadensausmaß und -intensität in Baden-Württemberg, die Prognose der Schadensentwicklung sowie die Erarbeitung von Maßnahmen zur Schadensreduktion in der Zukunft. Neben der Modellierung der Auftretenswahrscheinlichkeit von Rindenschäden wird in einem zweiten Schritt die schadensbedingte Entwertung abgeschätzt, und dadurch eine umfassende monetäre Bewertung ermöglicht.

### Material und Methoden

Um eine möglichst repräsentative Auswertung zu gewährleisten, stützt sich die Auswertung auf 3 Datensäulen: Bearbeitung der Daten alter Arbeiten (MENG 1978), Auswertungen von Betriebsinventurdaten und ein eigens angelegter Praxisversuch. MENG (1978) untersuchte die Folgen motormannueller Holzernteverfahren in mittelalten Fichtenbeständen ebener Lagen. Die Daten sind jedoch aus heutiger Sicht aufgrund der rasanten technischen Entwicklung der Holzernteverfahren nicht mehr unmittelbar übertragbar.

Daten aus stichprobenbasierten Betriebsinventuren bieten eine aktuelle Datengrundlage zu Bestandes- und Geländefaktoren. Informationen zu Jahreszeit des Hiebs, Organisation und Verfahren fehlen jedoch. Um den Datensatz mit diesen fehlenden Informationsbereichen zu komplettern, fand ein breit angelegter Praxisversuch statt, der den Fokus auf Aufarbeitung, Sortiment, Bringungsverfahren und Erschließung legte. Die Lage der untersuchten Flächen ist in Abb. 2 ersichtlich.

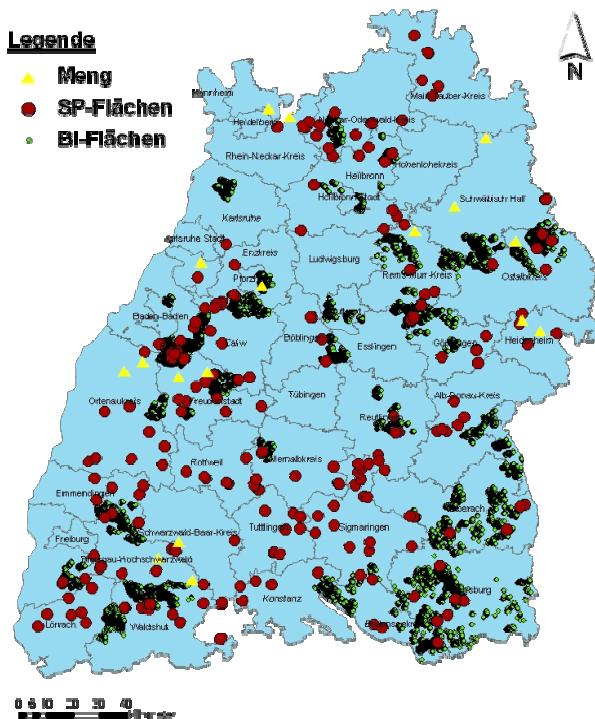


Abbildung 2: Lage der für die Untersuchung herangezogenen Flächen (SP-Flächen = Praxisversuch)

#### Datenaufbereitung

Die Aufbereitung der Daten alter Arbeiten richtet sich daran aus, die vorhandenen Daten so zusammen zu stellen, dass ihre Struktur mit der der Betriebsinventuren und des Praxisversuchs vergleichbar wird. Da MENG (1978) ausschließlich verletzte Bäume genauer beschrieben hat und ansonsten nur Bestandeskennwerte angibt, muss der Bestand unter Annahme von Baum-Verteilungen simuliert werden und aus dem simulierten Bestand dann anschließend Stichproben gezogen werden. Die Simulation wurde bisher noch nicht durchgeführt, so dass noch keine Aussagen über deren Verwendbarkeit getroffen werden kann.

Aus dem Fundus vorhandener Betriebsinventuren werden lediglich permanente und wiederholt aufgenommene Inventurseinheiten (Betriebe) herangezogen. Innerhalb dieser werden ausschließlich wiederholt aufgenommene Stichprobennpunkte (STP) sowie wiederholt aufgenommene Bäume verwendet. Auf diese Weise kann ein direkter Vergleich und eine Abschätzung der Veränderung durchgeführt werden. Für jeden wiederholt aufgenommenen Baum wurde eine neue Variable „dhes1“ (Neuschaden) berechnet. Dabei wird unterstellt, dass ein Baum, der bei der Erstinventur unverletzt und bei der Folgeinventur verletzt ist, im Zwischenzeitraum einen Neuschaden erlitten hat. Um dieses Ereignis einem Hieb zuordnen zu können, werden ausschließlich STP verwendet, an denen aus der Datengrundlage direkt ableitbar ist, dass in der Zwischenzeit tatsächlich ein Hieb stattgefunden hat (Bedingung: mindestens ein Baum muss geerntet worden sein). Der Untersuchung stehen damit aus Betriebsinventuren Daten von insgesamt 43 Inventurseinheiten zur Verfügung. Dabei handelt es sich um ca. 22.400 STP und ca. 175.000 Einzelbäume.

Durchführung und Auswertung des Praxisversuchs (Umfang: 183 Hiebsmaßnahmen) orientiert sich in großen Teilen an den Vorgaben der Betriebsinventuren, um eine spätere Kombination der Datensätze zu gewährleisten. Innerhalb eines Hiebs wurden (ähnlich einer temporären Betriebsinventur) Stichprobennpunkte angelegt, an denen die relevanten Daten erhoben wurden. Zur Modellierung der Auftretenswahrscheinlichkeit eines Rindenschadens bzw. des Schadanteils eines Stichprobennpunktes stehen damit auf der Basis des Praxisversuches ca. 2.400 STP und ca. 24.000 Einzelbäume zur Verfügung.

#### Datenauswertung

Die Auftretenswahrscheinlichkeit eines Rindenschadens am Einzelbaum wurde mit Hilfe logistischer Regressionen und binärer Verteilung der Antwortvariablen berechnet (siehe auch OSTROFSKY et al. 1986; VANCLAY 1989; NICHOLS et al. 1994; HARTSOUGH 2003; VOSPERNIK 2004). Zudem fand eine Abschätzung des Schadanteils je STP statt, wobei ebenfalls logistische Regression verwendet wurde (binomiale Verteilung der Antwortvariablen, (siehe auch BETTINGER et al. 1998; LU 2002)). Die Berechnung erfolgte mit SAS, proc GLIMMIX sowie proc LOGISTIC.

Die Form des Zusammenhangs zwischen der Antwortvariablen (binär bzw. binomial) und den jeweiligen erklärenden Variablen wurde zuvor mit Hilfe eines generalisierten additiven Modells (GAM, package „mgcv“ in R, (WOOD 2006) ermittelt. Auf diese Weise kann beurteilt werden, ob es einen linearen oder nicht-linearen Zusammenhang gibt, was in der weiteren Auswertung berücksichtigt wird. Zusätzlich wurde sowohl der Varianzinflationsfaktor (VIF) als auch der Pearson'sche Korrelationskoeffizient berechnet, um die Antwortvariablen auf potentielle Korrelationen zu testen.

Aus technischen Gründen wurde bisher lediglich ein Teil der Daten ausgewertet (Inventurbetrieb Biberach). Die folgenden Zwischenergebnisse beziehen sich deshalb nicht auf den gesamten zur Verfügung stehenden Datensatz der Betriebsinventuren sondern exemplarisch nur auf den Betrieb Biberach.

### Zwischenergebnisse

Die meisten im Modell verwendeten Variablen zeigen einen linearen Zusammenhang mit den Antwortvariablen, so dass verallgemeinerte lineare Regressionsmodelle angewandt werden können. Lediglich das Bestandesalter folgt nicht diesem Trend, wobei ein Maximum der Verletzungswahrscheinlichkeit im Alter 120 besteht, diese zuvor und danach jedoch abnimmt. Die zur Modellierung ausgewählten Antwortvariablen zeigen Varianzinflationswerte  $< 2$ , was darauf schließen lässt, dass keine erheblichen linearen Korrelationen zwischen den Variablen bestehen. Die Pearson'schen Korrelationskoeffizienten zeigen ebenfalls meist geringe Werte (max. 0,4).

Zur Modellierung des Schadanteils auf STP-Ebene (SAS, proc GLIMMIX) zeigen v.a. bestandesspezifischen Kennwerte signifikanten Einfluss (N/ha, V/ha und Bestandesalter), zusätzlich die Höhelage über Meereshöhe. Auf Einzelbaumebene wirkt v.a. die Baumart signifikant (wobei Fichte und Buche die höchsten Verletzungswahrscheinlichkeiten aufweisen), sowie die Baumhöhe. Da die Baumhöhe im Inventurdatensatz eine modellierte Größe aus dem BHD darstellt, wurde anstelle der Baumhöhe der BHD als originärer Messwert in das Modell integriert. Zusätzlich zu diesen Einzelbaumvariablen zeigen Bestandes-(Alter, N/ha und G/ha), Gelände-(Höhe ü.NN und Hangneigung) und Nutzungsparameter (Entnahmeprozent und entnommene Bäume/stp) einen signifikanten Einfluss.

Es wurde versucht, die beiden Modellansätze (STP und Einzelbaum) über einen Versatzwert (offset) zu kombinieren (SAS, proc LOGISTIC). Hierzu wurde zuerst das STP-Modell berechnet. Die vorhergesagten Werte / STP wurden danach als fest vorgegebener Versatzwert in ein Einzelbaum-Modell integriert. Das Einzelbaum-Modell wurde sowohl mit als auch ohne diesen Versatzwert berechnet. Es zeigte sich, dass die Modellgüte ( $-2 \log L$ ) durch das Hinzunehmen des Versatzwerts verbessert werden konnte. Zugleich nahm jedoch die Fähigkeit des Modells ab, die Vorhersagen richtig zu klassifizieren. Ein Maß dieser sog. Diskriminierung bietet die ROC-Kurve (receiver operating characteristic, GÖNEN (2007), wobei die Kurvenintegral (AUC: area under curve) einen Wert annehmen sollte, der möglichst nahe an 1 heranreicht. Im vorliegenden Fall beträgt die AUC 0,676 (Abb. 3), was bedeutet, dass das Modell bisher nicht mit akzeptabler Genauigkeit diskriminiert (HOSMER and LEMESHOW 2000).

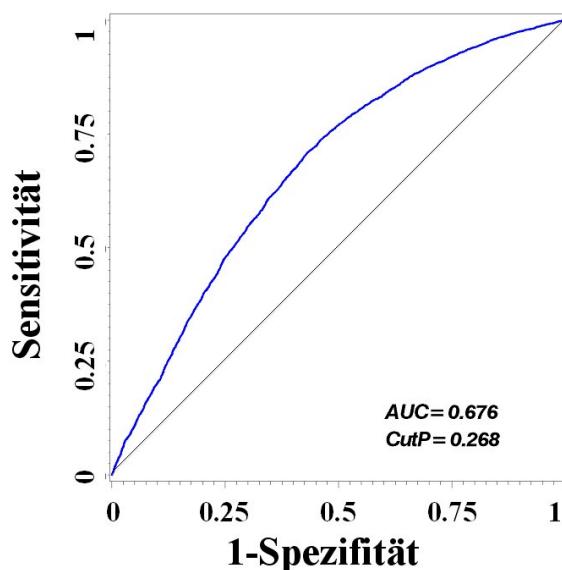


Abbildung 3: Verlauf der ROC-Kurve für das Einzelbaum-Modell (ohne Startwert aus dem stp-Modell). Die Area Under Curve (AUC) zeigt keine akzeptable Diskriminierung. Der ideale Schwellenwert (CutP, berechnet nach dem Youden-Index) liegt bei 0,268.

### Diskussion und Ausblick

Die Arbeitsschritte, mit denen die beschriebenen exemplarischen Zwischenergebnisse erzielt wurden, werden im nächsten Schritt auf den gesamten Datensatz angewandt. Um räumliche Korrelationen der STP (eventuell ein

Bestand bzw. eine Hiebsmaßnahme) abbilden zu können, wird der Ansatz einer gemischten Modellierung verfolgt (SAS, proc GLIMMIX). Nach Anpassung eines Modells auf Basis der Betriebsinventurdaten wird dieses anhand des Datensatzes des Praxisversuchs evaluiert. Zudem werden die im Praxisversuch zusätzlich aufgenommenen Prädiktoren daraufhin untersucht, inwieweit sie sich eignen, die Erklärungskraft des Modells zu verbessern.

Neben der Auftretenswahrscheinlichkeit eines Rindenschadens werden anschließend Schadenscharakteristika (Lage, Größe und Schwere des Schadens) abgeschätzt. Hierfür soll ein hurdle-Modellansatz (ZEILEIS et al. 2007) verwendet werden. Konzeptionell können die Schadenscharakteristika dann als Eingangsgrößen in Modellen verwendet werden, die die Ausbreitung von Wundfäulen nachbilden und damit eine wesentliche Grundlage zur monetären Abschätzung der Schadfolgen von Rindenverletzungen bieten.

Anhand des Zusammenhangs zwischen Eingriffsintensität (Efm/ha) und Verletzungswahrscheinlichkeit des Einzelbaums (Abb. 4) kann beispielhaft nachvollzogen werden, wie die Ergebnisse in betrieblichen Entscheidungen hinsichtlich der Reduktion von Rindenschäden berücksichtigt werden könnten. Dabei deutet sich auf der Grundlage der Zwischenergebnisse an, dass bei identischer Nutzungsmenge pro Jahrzehnt ein erhöhter Eingriffsturnus (z.B. 2 Eingriffe im Jahrzehnt) pfleglicher wirkt als ein längerer Turnus (1 Eingriff im Jahrzehnt). Dieser Rückschluss gründet auf der Tatsache, dass der Kurvenverlauf steiler ist als die Winkelhalbierende und somit eine Verdopplung der Eingriffsintensität (im Bereich < 160 Efm/ha) zu einer Erhöhung der Verletzungswahrscheinlichkeit um mehr als das Doppelte führt. Zudem ist ersichtlich, dass ab einer Eingriffsintensität von ca. 160 Efm/ha die Verletzungswahrscheinlichkeit abnimmt. Dies kann dadurch erklärt werden, dass bei starken Eingriffen die Baumabstände so groß werden, dass durch den entstandenen Platz weniger Schäden verursacht werden.

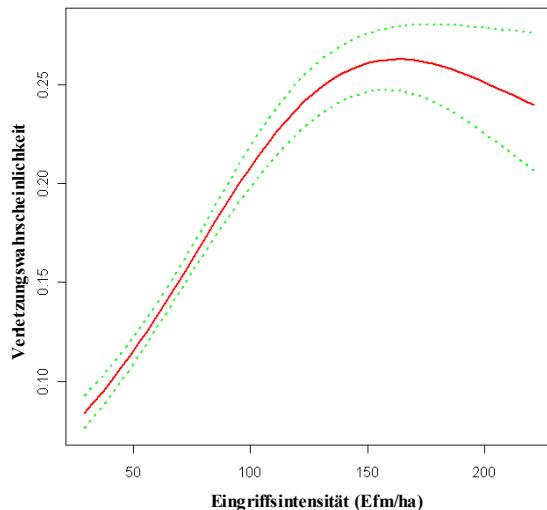


Abbildung 4: Verletzungswahrscheinlichkeit eines Einzelbaums über der Eingriffsintensität. Nach einem steilen Anstieg erreicht die Kurve bei ca. 160 Efm/ha ein Maximum.

Eine Einbindung der Ergebnisse in Wachstumsmodelle zum Zwecke der Risikobewertung wäre aus Sicht des Autors wünschenswert. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass neben Bestandes- und Geländefaktoren voraussichtlich v.a. Nutzungsparameter einen großen Einfluss auf die Verletzungswahrscheinlichkeit ausüben. Explizite Angaben hierzu (z.B. Art der Aufarbeitung, Sortimentsaushaltung, Bringungsverfahren und Erschließungssituation) sollten somit vorliegen, bzw. müssten entsprechende Annahmen getroffen werden, um die Ergebnisse in ertragskundliche Modelle integrieren zu können.

### Zusammenfassung

Inventurdaten zufolge haben Rindenschäden durch Holzerntemaßnahmen in Baden-Württemberg ein unvertretbar hohes Schadniveau erreicht. Zur Reduktion neu auftretender Rindenschäden bedarf es einer situationsgerechten Entscheidungshilfe für den Forstbetrieb. Um diese zu erarbeiten, wurde das Projekt „Rindenschäden durch Holzernte: Ausmaß, Ursachen und Auswirkungen auf die Wertleistung“ ins Leben gerufen.

Im Rahmen einer Dissertation wird der Frage nachgegangen, welche Faktoren maßgeblich an der Entstehung von Rindenschäden beteiligt sind und wie deren Bedeutung und Wirkungsweisen sind. Als Datengrundlage dienen die wiederholt aufgenommenen permanenten Betriebsinventuren Baden-Württembergs (ca. 220.000 Bäume) sowie ein eigens angelegter Praxisversuch (ca. 24.000 Bäume). Die Auftretenswahrscheinlichkeit eines Rindenschadens wird mit Hilfe logistischer Regression analysiert. Erste Ergebnisse hierzu werden beschrieben. Vor allem bestandesspezifische Charakteristika, Baumart und BHD zeigen signifikante Einflüsse. Die Fähigkeit des bisherigen Modells zur Diskriminierung ist jedoch noch nicht akzeptabel. Des weiteren sollen die beiden

Datensätze kombiniert und zufällige Effekte („gemischte Modellierung“) eingebunden werden. Im nächsten Schritt sollen zusätzlich Vorhersagen von Schadenscharakteristika (z.B. Größe und Lage) gemacht werden.

### **Summary**

According to inventory data bark damages caused by logging have reached unacceptably high levels in Baden-Württemberg. Decision support can help to reduce bark damages in future harvesting, but should consider the specific situations forest enterprises are faced with. In order to develop an appropriate decision support, the project “bark damage through logging: intensity, causes and consequences” was initiated.

A crucial aspect within the project are questions about newly inflicted bark damages: Are there specific factors that help to explain the appearance, and how do they interact? To answer these questions a PhD is under way. The pertaining analyses are based on both inventory data (approx. 175,000 trees) and a field experiment (approx. 24,000 trees). The probability of the occurrence of a bark damage is modelled by logistic regression. First results are presented. Stand characteristics, tree species and dbh are shown to have significant effects. However, the model appears (yet) not able to discriminate adequately. In further steps, both data sources will be combined, and random effects will be considered. Furthermore, specific characteristics of the bark damages (i.e. size and position along stem axis) will be modelled.

### Literaturverzeichnis

- BETTINGER P., BETTINGER K.A., BOSTON K.: Correlation among spatial and non-spatial variables describing a cut-to-length thinning site in the Pacific Northwest, USA. *Forest Ecology and Management* 104: 139-149, 1998
- GÖNEN M.: Analyzing Receiver Operating Characteristic Curves with SAS. SAS Institute Inc., Cary, NC, 134 S., 2007
- HARTSOUGH B.: Economics of Harvesting to Maintain High Structural Diversity and Resulting Damage to Residual Trees. *Western Journal of Applied Forestry* 18: 133-142, 2003
- HOSMER D.W., LEMESHOW S.: Applied Logistic Regression. 2, 375 S., 2000
- LU Y.: Development of a simulation system for sustainable management of tropical forests in Xishuangbanna, Southwest China. *Forstarchiv* 73: 217-229, 2002
- MENG W.: Baumverletzungen durch Transportvorgänge bei der Holzernte - Ausmaß und Verteilung, Folgeschäden am Holz und Versuch ihrer Bewertung. 1, Selbstverlag der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg, Stuttgart, S., 1978
- NICHOLS M.T., LEMIN R.C.J., OSTROFSKY W.D.: The impact of two harvesting systems on residual stems in a partially cut stand of northern hardwoods. *Canadian Journal of Forest Research* 24: 350-357, 1994
- OSTROFSKY W.D., SEYMOR R.S., LEMIN R.C.J.: Damage to northern hardwoods from thinning using whole-tree harvesting technology. *Canadian Journal of Forest Research* 16: 1238-1244, 1986
- VANCLAY J.K.: Modelling selection harvesting in tropical rain forests. *Journal of Tropical Forest Science* 1: 280-294, 1989
- VOSPERNIK S.: Modelle für Holzgüteklassen und Stammschäden. Wien, Universität für Bodenkultur, Doktorarbeit, 121 S., 2004
- WOOD S.N.: Generalized Additive Models: an introduction with R. 1, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 391 S., 2006
- ZEILEIS A., KLEIBER C., JACKMAN S.: Regression Models for Count Data in R. Report 53, Department of Statistics and Mathematics, Wirtschaftsuniversität Wien, Research Report Series. <http://epub.wu-wien.ac.at/pp> 21, 2007

## Herleitung des jährlichen Zuwachses für Bäume deren BHD-Zuwachs nur für einen längeren Zeitraum bekannt ist

*Georg Kindermann*

*Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft, Institut für Waldwachstum und Waldbau, Seckendorff-Gudent-Weg 8, A-1131 Wien*

### **Zusammenfassung**

Der Zeitraum zwischen zwei Waldinventuraufnahmen oder zwei Revisionsaufnahmen auf Dauerversuchsfächern umfasst in der Regel mehrere Jahre. Schwankungen der Zuwachsleistung in der Beobachtungsperiode können mit diesen Beobachtungen nicht abgeleitet werden. In dieser Arbeit wird eine Methode vorgestellt, die es erlaubt, die Jahrringbreitenschwankungen innerhalb der Aufnahmeperiode für alle periodisch erhobenen Bäume zu schätzen. Dies geschieht durch Übertragung von an Bohrkernen beobachteten Jahrringbreitenmustern. Diese Muster wurden baumartenindividuell über Seehöhe und geographischer Lage ausgeglichen und können für jeden beliebigen Punkt in Österreich errechnet werden.

Die Methode wurde an mehr als 4000 systematisch über Österreich verteilten Bohrkernen für den Zeitraum 1931 bis 1996 entwickelt und erprobt. In Perioden mit regelmäßigen Jahrringbreiten wurde die mittlere Jahrringbreite der Periode wenig verändert auf die einzelnen Jahre übertragen. In solchen Fällen ist das Übertragen eines kaum vorhandenen Jahrringmusters entbehrlich. Für Perioden, welche deutliche Sprünge in den Jahrringbreiten aufweisen (Weiserjahre), kann dieses Muster innerhalb der Beobachtungsperiode nachgebildet werden.

Wie zu erwarten war, konnten die Jahrringbreiten bei kürzeren Aufnahmeperiodenlängen besser rekonstruiert werden als bei längeren. Interessant war jedoch, dass die Güte der Jahrringbreitenschätzung in der Mitte einer langen Periode, welche durch Zusammenhängen zweier kurzer Perioden entstand, jene der beiden kurzen Perioden übertraf. Die Korrelation der errechneten mit der beobachteten Abweichung von der mittleren Jahrringbreite der Periode lag im Mittel bei  $r=0,25$ . Bei besonders gut rekonstruierbaren Jahren lag sie bei  $r=0,5$ . Die Korrelation der rekonstruierten Jahrringbreitenschwankung einzelner Bäume über alle beobachteten Jahre lag im Mittel bei  $r=0,5$ . Es zeigte sich, dass die Qualität der Jahrringbreitenrekonstruktion am Anfang und Ende der Periode unter jener in der Periodenmitte lag.

### **Summary**

The period between two observations on forest inventories or permanent plots is usually several years. Variations of the increment in the observation period cannot be derived with these observations. In this work a method is introduced which allows to estimate the annual ring width variations within the observation period for all periodically measured trees. This happens by transferring annual ring width patterns, observed in tree cores. These patterns were calculated depending on species, altitude and geographic position.

The method was developed on more than 4000 systematically over Austria distributed cores for the period 1931 to 1996. Periods with similar ring widths will produce annual ring width estimates which don't deviate much from the average of the period. In such cases transferring a barely available annual ring width pattern is unessential. The periods which show clear jumps in the ring width (pointer years) can be reconstructed with this method.

As it was expected, the ring width could be reconstructed better with shorter observation periods than with longer ones. Nevertheless, it was interesting that the goodness of the annual ring width estimate excelled in the middle of a long period, which originated from connections of two short periods that of both short periods. The correlation calculated with the observed deviation of the middle annual ring width of the period was on average  $r=0.25$ . In especially well reconstructable years it was  $r=0.5$ . The correlation of the reconstructed annual ring width variation of single trees in all observed years was on average  $r=0.5$ . It appeared that the quality of the annual ring width reconstruction was higher in the middle of the period than at the beginning and at the end of the period.

### **Einleitung**

Die Darstellung der Zuwachsleistung und Biomassenveränderung von Wäldern für einzelne Jahre verlangt Beobachtungen derselben. Dieses Aufnahmeverintervall wäre mit erheblichen Kosten verbunden und die Verringerung der aufgenommenen Probepunkte würde bei einem relativ hohen Messfehler, verglichen mit der zu beobachtenden Veränderung, äußerst unsichere Ergebnisse zur Folge haben. Auch die Modellierung der Zuwächse in Abhängigkeit von jährlichen Witterungsschwankungen benötigt Jahreszuwächse. Der Einsatz von Dendrometern sowie das Werben von Bohrkernen erfolgt in der Regel nur bei wenigen Bäumen und ist meist auch mit Verletzungen des Baumes verbunden. Wenn es möglich ist, das Muster der jährlichen Zuwächse innerhalb einer Beobachtungsperiode zu erfassen und auf alle periodisch gemessenen Bäume zu übertragen, sollten es möglich sein Biomassenveränderung einzelner Jahre darzustellen sowie klimasensitive Zuwachsmodelle zu erstellen. Zur Darstellung der jährlichen Biomassenveränderung sollte auch ein Konzept der erfolgten Entnahmen sowie Neuaufforstungen entwickelt werden.

Bei Waldinventuren werden üblicherweise auf vorgegebenen Rasterpunkten einige Probebäume nach einem bestimmten Verfahren ausgewählt. Von diesen Bäumen wird neben anderen Merkmalen meist der

Brusthöhendurchmesser (BHD) gemessen und die Baumart angesprochen. Bei einer Wiederholungsaufnahme im Rahmen einer permanenten Inventur werden diese zu einem späteren Zeitpunkt gemessen, solange sie nicht in der Zwischenzeit entnommen wurden. Darüber hinaus werden bei einer Wiederholungsaufnahme jene Bäume gemessen, die nun den Aufnahmekriterien entsprechen. Die Intervalllänge zwischen zwei Aufnahmen übersteigt meist die Dauer von einem Jahr. Daher lässt sich aus diesen Beobachtungen der in einzelnen Jahren geleistete BHD-Zuwachs nicht ermitteln. Der Zuwachs, der zwischen den Aufnahmezeitpunkten geleistet wurde, kann hingegen - abgesehen von allfälligen Messfehlern - exakt bestimmt werden.

CAO (2000) und NORD-LARSEN (2006) entwickelten BHD-Zuwachsmodelle welche den einjährigen BHD-Zuwachs prognostizieren. Als Eingangsparameter verwenden sie Alter, BHD und Konkurrenzindizes. Da meist keine zusätzlichen Informationen zwischen den Aufnahmezeitpunkten vorliegen, kann die Veränderung der Konkurrenz innerhalb der Periode nur durch Annahmen wann Konkurrenten wegfallen (Entnahmen, Mortalität) oder hinzukommen (Verjüngung, Einwüchse) sowie durch eine Annahme wie sich die jeweiligen Baumdimensionen im Laufe der Periode verändern, geschätzt werden. Dieses Vorgehen wird sinnvoller Weise iterativ erfolgen, ist aber nicht in der Lage Jahrringbreitenschwankungen, welche nicht durch Alterstrend und Konkurrenzänderungen verursacht wurden, zu erklären. Die in Mitteleuropa etablierten Waldwachstumsmodelle (Prognos (MONSERUD und STERBA 1996), Moses (HASENAUER 1994), Bwin (NAGEL et al. 2002), Silva (PRETZSCH et al. 2002)) wurden mit Zuwachsdaten aus meist 5-jährigen Periodenlängen parametrisiert. Die Zuwachsschätzungen dieser Modelle erfolgen daher in der Regel auch für 5-jährige Perioden und lassen ebenfalls eine Abschätzung der jährlichen Zuwachsschwankungen nicht zu.

Die jährlichen Zuwächse gewinnen im Kontext der Reaktion des Waldwachstums auf Klimaänderung an Bedeutung. Hierbei wird zwischen Zuwachsreaktionen aufgrund von kurzfristigen Witterungsschwankungen und langfristigen Klimabedingungen zu unterscheiden sein. Die Rekonstruktion von Jahrringbreiten wird eher in den Bereich der kurzfristigen Reaktion auf Witterungsschwankungen fallen. Den jährlichen Einfluss der Witterung kann man an Jahrringbreitenschwankungen, deren Muster zum Synchronisieren von Bohrkernen oder zum Datieren von Holzstücken verwendet werden, erkennen (FRITTS 1976). Diese Jahrringbreitenmuster werden auch dazu verwendet, um Klimasituationen vergangener Jahre zu rekonstruieren (COOK und KAURIKSTIS 1992). Demnach sollte es auch möglich sein, bei bekannter Witterung das Jahrringbreitenmuster zu bestimmen.

Wenn nun das Jahrringbreitenmuster aus Bohrkernen oder Stammscheiben bekannt ist, kann dieses auch ohne Verwendung von Wetterdaten auf andere Bäume übertragen werden. Das direkte Übertragen des Jahrringbreitenmusters hat zur Folge, dass auch Einflüsse, welche nicht durch die Witterung verursacht wurden, (z.B. Schädigung durch Luftverschmutzung) erhalten bleiben. SPIECKER (1987) beschrieb eine Methode, bei welcher das Zuwachsmuster einzelner Jahre, welches an Bohrkernen beobachtet wurde, auf einzelne Probeflächen aufgeteilt wurde. CLARK et al. (2007) schätzten die Jahrringbreite einzelner Jahre aus der mittleren Jahrringbreite welche über individuelle Einflüsse sowie Einflüsse einzelner Jahre angepasst wird. Diese Ansätze sollen auch hier verfolgt werden jedoch mit der Erweiterung, dass die Jahrringbreitenschwankung neben der Baumart auch über Seehöhe und geographischer Lage modelliert werden, und somit für beliebige Gebiete, welche von den Bohrkerndaten abgedeckt werden, der Jahreszuwachsmuster geschätzt werden kann.

Mit diesen so ergänzten Jahrringbreiten können Wachstumsfunktionen für einjährige Zuwächse, welche sowohl auf Konkurrenz als auch auf Witterung reagieren, erstellt werden. Neben der Modellerstellung können diese Jahrringbreiten dazu verwendet werden, um den Jahreszuwachs in einem Betrieb, einem Bundesland oder für ganz Österreich zu bestimmen.

## Daten und Methoden

Im Zuge der Österreichischen Waldinventur wurde im Jahr 1977 von 1291, 1986-1990 von 992 und 2000-2002 von 2000 Bäumen jeweils ein Bohrkern geworben und dessen Jahrringbreiten gemessen. Der Zeitraum 1931 bis 1996 wurde zur weiteren Untersuchung herangezogen. Um Einflüsse durch Jungendwachstumstrends zu vermeiden, wurden von den gemessenen Jahrringbreiten nur jene ausgewählt, welche weiter als 6 cm vom Kern entfernt waren.

„Die jüngsten 5 Jahrringbreiten sowie alle Bäume die nun weniger als 30 Jahrringe hatten wurden weggelassen.“

Von den beprobten Bäumen ist deren Konkurrenzsituation nicht bekannt. Daher ist neben den vom Klima verursachten Jahrringbreitenschwankungen auch noch mit konkurrenz- und phytopathologisch bedingten Schwankungen zu rechnen. Um diesen zusätzlichen Einflüssen Rechnung zu tragen, bzw. um diese nach Möglichkeit zu eliminieren, wurde die Sensitivität ( $S$ ) für den Einzelbaum ( $i$ ) für alle Jahre des untersuchten Zeitraumes mit Gleichung (1) aus der gemessenen Jahrringbreite ( $ir$ ) errechnet.

$$S_{i,Jahr} = \frac{1 + \frac{ir_{i,Jahr} - ir_{i,Jahr-1}}{ir_{i,Jahr} + ir_{i,Jahr-1}}}{2} \quad (1)$$

Große Abweichungen der Sensitivität vom Jahresmittel deuten auf Einflüsse hin welche nur einzelne Bäume erfahren haben. Um dem Einfluss der Seehöhe (nn) Rechnung zu tragen wurde die Sensitivität mittels Logitregression für die einzelnen Jahre in Abhängigkeit von der Seehöhe je Baumart ausgeglichen (Gleichung (2)).

$$\hat{S}_{nn,Jahr} = \frac{1}{1 + e^{a_{Jahr} + b_{Jahr} \times nn}} \quad (2)$$

Neben dem Einfluss der Seehöhe können standorts- und regionsspezifische Unterschiede Einfluss auf die Jahrringbreite haben. Um solche Gruppen zu finden wurde eine Clusteranalyse durchgeführt. Dazu wurde für jeden Baum die Abweichung der Sensitivität von der über der Seehöhe ausgeglichenen Sensitivität ( $\Delta S = S_{i,Jahr} - \hat{S}_{nn,Jahr}$ ) bestimmt. Die Abstandsmatrix (d) zwischen Baum i und Baum j wurde mit Gleichung (3) berechnet, wobei (Var) die Variation der Sensitivitätsabweichungen aller Beobachtungen in einem Jahr, (Jmin) und (Jmax) den Zeitraum aller beobachteten Jahre, ( $J_{\text{min},i,j}$ ) und ( $J_{\text{max},i,j}$ ) den Zeitraum in dem von beiden Bäumen Sensitivitäten errechnet wurden, darstellt.

$$d_{i,j} = \sqrt{\frac{\sum_{\substack{\text{Jahr= Jmin} \\ \text{Jahr= } J_{\text{min},i,j}}} Var_{Jahr}}{\sum_{\substack{\text{Jahr= Jmax} \\ \text{Jahr= } J_{\text{max},i,j}}} Var_{Jahr}} \times \sum_{\substack{\text{Jahr= Jmax} \\ \text{Jahr= } J_{\text{min},i,j}}} (\Delta S_{i,Jahr} - \Delta S_{j,Jahr})^2} \quad (3)$$

Bei Bäumen ohne zeitlicher Überdeckung der Sensitivitäten wurde der Mittelwert aller errechenbaren Abstände eingesetzt. Aufgrund dieser Entfernungsmatrix wurde mit dem hierarchischen Clusterverfahren AGNES (Agglomerative Nesting) mit der Methode WARD ähnliche Abweichungsmustergruppen zusammengefasst. Für diese Gruppen wurden die jährlichen Perzentilen P25, P50 und P75 der Sensitivitätsabweichungen gegenüber der geschätzten Sensitivität in Gleichung (2) bestimmt und all jene, die weiter als das Dreifache des interquartilen Abstandes P50-P25 bzw. P75-P50 vom Median entfernt waren, als Ausreißer markiert. Da in weiterer Folge wieder die Jahrringbreite Verwendung fand, wurden die beiden Jahrringe, aus denen die Sensitivität berechnet wurde, als Ausreißer markiert.

In Abbildung 1 ist die Anzahl der ausreißerbereinigten Jahrringe in den einzelnen Jahren dargestellt. Es konnten von der Fichte auf bis zu 1675, von der Weißkiefer auf bis zu 308 und von der Lärche auf bis zu 213 Jahrringe in einem Jahr zurückgegriffen werden.

Von den Jahrringbreiten wurde für vorgegebene Periodenlängen (z.B. 5 Jahre) ein Periodenmittel gebildet. Dies würde dem mittleren Zuwachs entsprechen, wie er aus typischen Inventuren ermittelt werden kann. Perioden, in denen als Ausreißer markierte Jahrringe vorhanden sind, wurden zur Parametrisierung nicht verwendet. Für die einzelnen Bäume (i) wurde für jedes Jahr ein Index (IDX) nach Gleichung (4) bestimmt wobei (ir) die Jahrringbreite und (mir) die mittlere Jahrringbreite einer Periode ist.

$$IDX_{i,Jahr} = \frac{1 + \frac{ir_{i,Jahr} - mir_{i,Peri,Jahr}}{ir_{i,Jahr} + mir_{i,Peri,Jahr}}}{2} \quad (4)$$

Dieser Index wurde mittels Logitregression (Gl. (5)) je Jahr und Baumart (Ba) über die Seehöhe (nn) und seine Position – Längengrad (lon) und Breitengrad (lat) – ausgeglichen.

$$IDX_{i,Jahr} = \frac{1}{1 + e^{C_{0,Ba,Jahr} + C_{1,Ba,Jahr} \times nn_i + C_{2,Ba,Jahr} \times lat_i + C_{3,Ba,Jahr} \times lon_i}} + \varepsilon_{i,Jahr} \quad (5)$$

Mit diesem geschätzten Index kann nun für jeden Baum (i), für den die mittlere Jahrringbreite (mir) einer Periode bekannt ist, die Jahrringbreite (bir) nach Gleichung (6) bestimmt werden.

$$\hat{bir}_{i,Jahr} = \frac{mir_{i,Peri,Jahr} \times \hat{IDX}_{i,Jahr}}{1 - \hat{IDX}_{i,Jahr}} \quad (6)$$

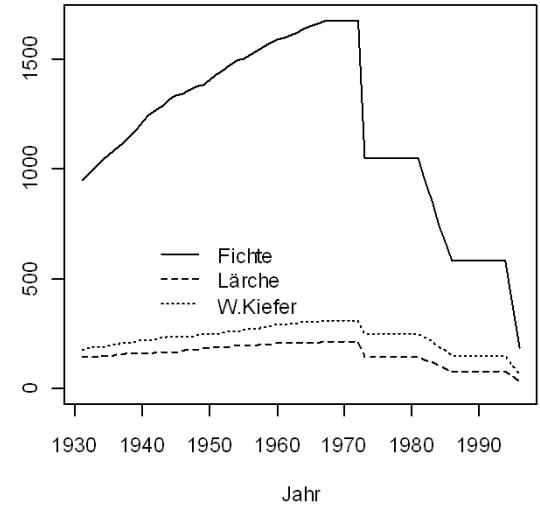


Abbildung 1: Anzahl der Probäume im Zeitraum 1931 bis 1996

Da die Jahrringbreiten der einzelnen Jahre unabhängig voneinander geschätzt werden, muss die mittlere Jahrringbreite ( $\hat{ir}_{i,Jahr}$ ) einer Periode, errechnet aus den geschätzten Jahrringbreiten, nicht mit der beobachteten ( $mir_{i,PeriJahr}$ ) übereinstimmen. Um diese Übereinstimmung zu gewährleisten wird die geschätzte Jahrringbreite (bir) in Gleichung (7) transformiert.

$$\hat{ir}_{i,Jahr} = bir_{i,Jahr} \times \frac{mir_{i,PeriJahr}}{mbir_{i,PeriJahr}} \quad (7)$$

Die auf diese Weise geschätzten Jahrringbreiten wurden mit Jahrringbreiten, die mit Hilfe eines normalverteilten Zufallsindex (RND) generiert wurden, verglichen. Dieser Zufallsindex wurde je Baumart erzeugt und entspricht dem mittleren tatsächlichen Index sowie dessen Streuung über alle Perioden. Die Variation der geschätzten Indices ist in der Regel geringer als die der gemessenen. Um die Streuung auf jene des Parametrisierungsdatensatzes zu bringen, wurde eine Zufallszahl zum geschätzten Index addiert, sodass die Streuungen des geschätzten Index jener der Beobachtung innerhalb eines Jahres entsprachen. Auch mit diesem streuungsangepassten Index wurde die Jahrringbreite errechnet. Es konnte die Korrelation dieser Indices und auch der errechneten Jahrringbreiten mit den Messwerten untersucht werden. Des Weiteren wurde überprüft wie sich die Sensitivität, errechnet aus den geschätzten Jahrringbreiten, gegenüber den Messwerten verhielt. Zusätzlich zur Sensitivität, welche sich auf die Jahrringbreite des Vorjahres bezieht, wurde die Jahrringbreite eines bestimmten Jahres auch auf die mittlere Jahrringbreite der 5 vorangegangenen sowie 5 folgenden Jahre bezogen.

## Ergebnisse

In den dargestellten Ergebnissen wurde eine Periodenlänge von 5 Jahren angenommen. Wie sich die Streuungen des geschätzten und des errechneten Index in den einzelnen Jahren entwickeln ist in Abbildung 2 links oben dargestellt. Man sieht, dass die direkte Schätzung des Modells (Modell) nur in etwa  $\frac{1}{4}$  der Streuung der Messung (Messung) aufweist. Das Muster der Streuungen einzelner Jahre bleibt jedoch weitgehend erhalten, was durch eine Korrelation von  $r=0,72$  zwischen Streuung der gemessenen und Streuung des Index aus der Modellberechnung unterstützt wird. Das streuungsangepasste Modell (Modell + RND) ist so gut wie deckungsgleich mit der Messung. Die rein zufallsbasierte Streuung (RND) stimmt im Mittel mit der tatsächlichen überein. Die jährlichen Schwankungen werden jedoch nicht wiedergegeben und die Korrelation zwischen der Streuung der Messwerte und der Streuung des Zufallsindex ist mit  $r=-0,06$  erwartungsgemäß niedrig.

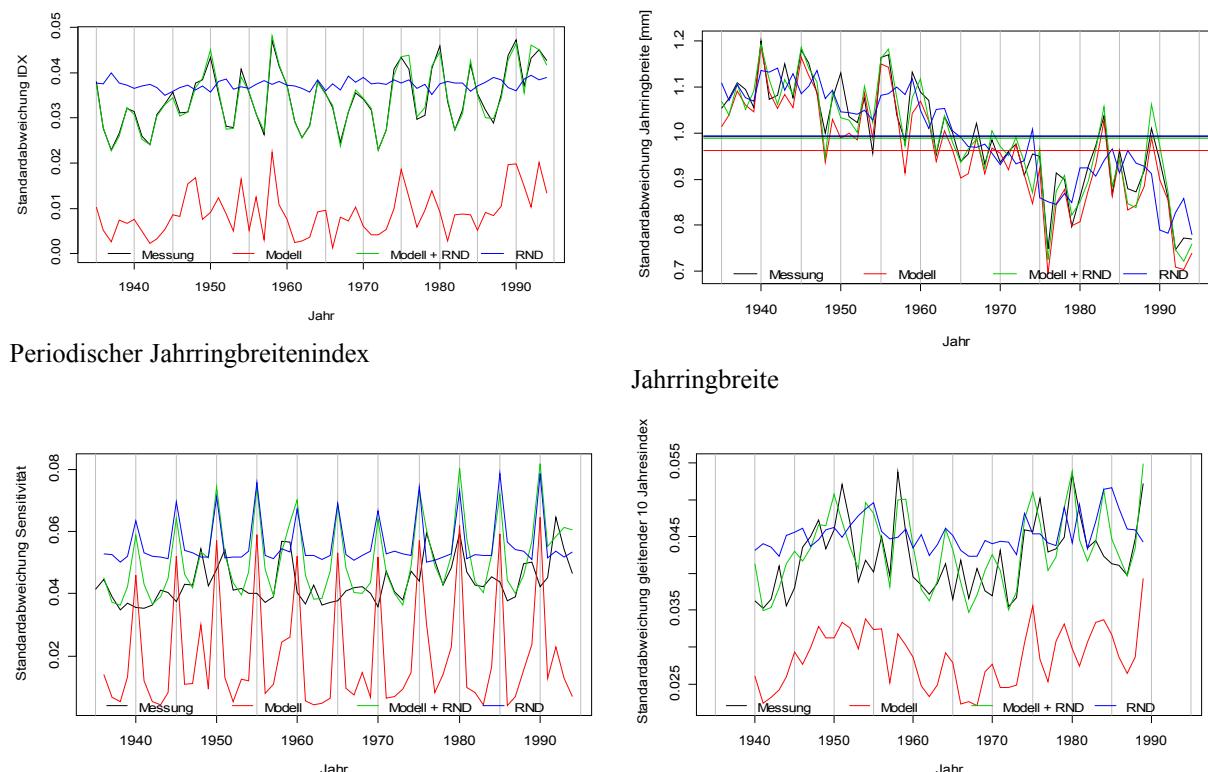


Abbildung 2: Jährliche Streuung des periodischen Jahrringbreitenindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte

Beim Vergleich der Standardabweichungen der Jahrringbreiten innerhalb eines Jahres (Abbildung 2 rechts oben) liegt die des Modells um 3 % unter jener der Beobachtung. Die Zufallsstreuung und das zufallsergänzte Modell haben mit der Messung vergleichbare Streuungen. Die Korrelation der mittleren Streuungen über die Jahre liegt zwischen Messung und Modell bei  $r=0,966$ . Die Korrelation zwischen Modell und reiner Zufallsstreuung liegt bei  $r=0,878$ . Diese hohen Korrelationen sind dadurch bedingt, dass ein Teil der Jahrringbreite zwar durch den unterschiedlichen Index, der andere Teil durch die, für alle gleiche, mittlere Jahrringbreite bestimmt wird.

Die Streuung der Sensitivität in den einzelnen Jahren ist in Abbildung 2 links unten dargestellt. Besonders auffällig ist der starke Anstieg der Modellstreuungen alle 5 Jahre. Die Sensitivität wird aus der Jahrringbreite zweier aufeinanderfolgender Jahrringbreiten berechnet. Unterschiede in den Jahrringbreiten innerhalb einer Periode werden nur durch Unterschiede des berechneten IDX bedingt. An der Grenze zwischen zwei Perioden kommt zusätzlich noch der Unterschied in der mittleren Jahrringbreite hinzu. Das streuungskorrigierte Modell deckt sich innerhalb der Perioden in etwa mit den Messwerten und springt zwischen den Perioden auf die Werte der rein zufälligen Indexberechnung. Dieses Pulsieren ist bei der gleitenden Indexberechnung (Abbildung 2 rechts unten) nicht zu beobachten.

Der Indexmittelwert der einzelnen Jahre muss sich zwischen Beobachtung und Modell decken, was auch in Abbildung 3 links oben zu sehen ist. Jahrringe die gleich breit wie der Mittelwert der Periode sind haben einen Index von 0,5. Der Zufallsindex, welcher aus dem mittleren Index sowie dessen Streuung über alle Perioden erzeugt wurde, liegt, wie der Mittelwert des Index, unter 0,5. In dieser Abbildung sind die Jahre 1948 und 1976 als Jahre mit unterdurchschnittlichen und das Jahr 1983 mit überdurchschnittlichen Jahrringbreiten zu erkennen. Diese Jahre sind auch in Abbildung 3 rechts oben, welche den Mittelwert der Jahrringbreite darstellt, zu erkennen. Es ist auch zu sehen, dass die Jahrringbreiten im Laufe der Zeit abnehmen. Diese Abnahme kann durch einen Alterstrend verursacht sein. Ein deutliches Schwanken der Jahrringbreite ist zwischen den einzelnen Jahren zu beobachten. Diese Schwankungen sind in den periodischen Mittelwerten deutlich abgeschwächt zu erkennen.

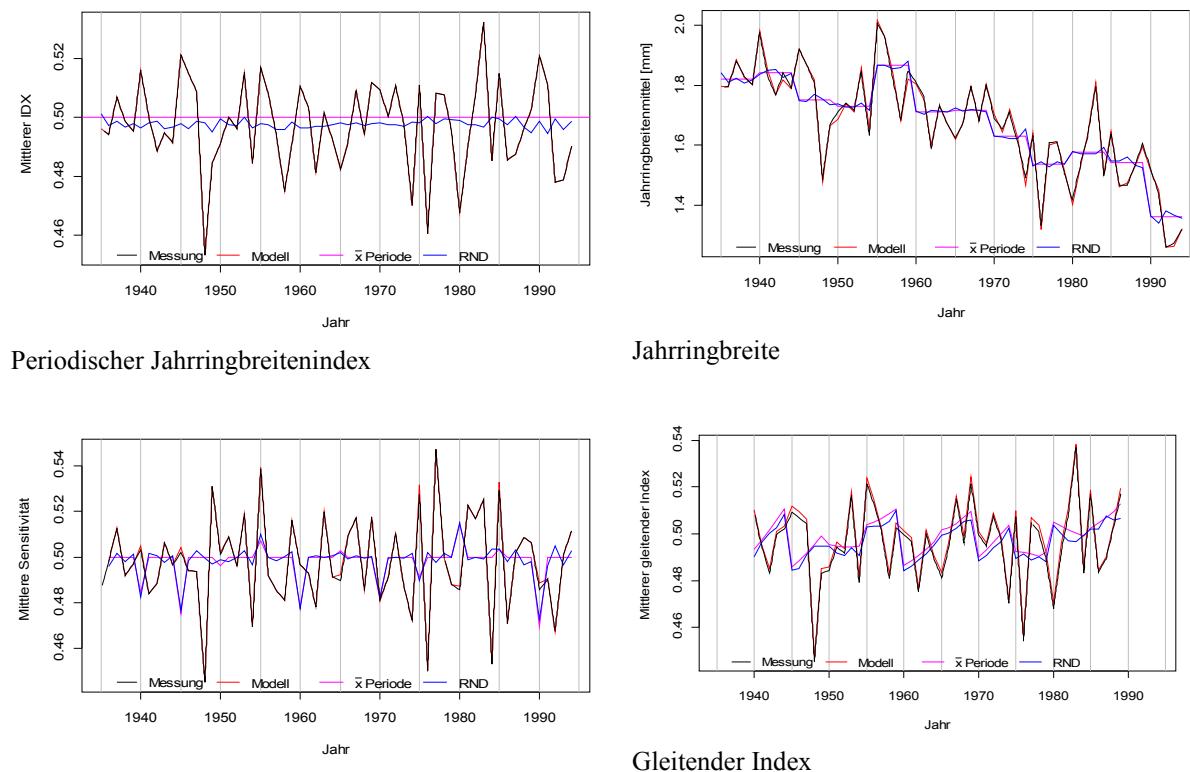
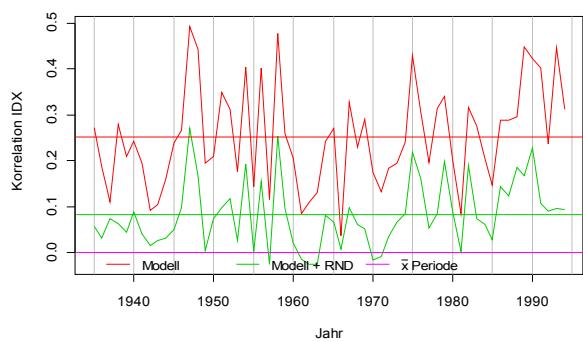


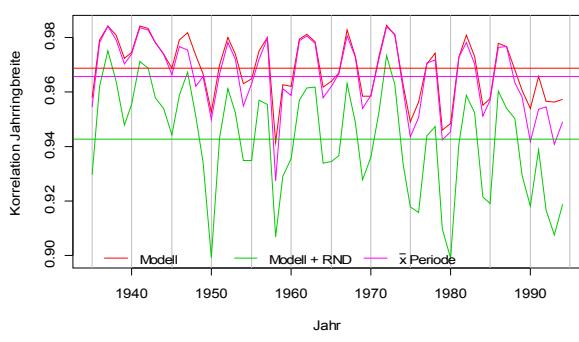
Abbildung 3: Jährlicher Mittelwert des periodischen Jahrringbreitenindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte

Der Mittelwert der Sensitivität (Abbildung 3 links unten) zeigt, im Gegensatz zu seiner Streuung in den einzelnen Jahren (Abbildung 2 links unten), kein Ansteigen an den Periodengrenzen. Die Modellschätzung ist deckungsgleich mit der Messung. Auch hier sind die Weiserjahre 1948 und 1976 deutlich zu erkennen. Die Sensitivität, berechnet aus der mittleren Jahrringbreite der Periode, liegt innerhalb der Periode zwangsläufig bei 0,5, und zeigt zwischen den Perioden Ausschläge nach oben oder unten, je nachdem ob das Mittel des Folgejahres größere oder kleinere Jahrringbreiten hatte. Dieses Pulsieren macht der Zufallsindex ebenfalls mit. Auch beim mittleren gleitenden Index sind die Jahre 1948 und 1976 deutlich zu erkennen (Abbildung 3 rechts unten). Auch hier sind Messung und Modell deckungsgleich.

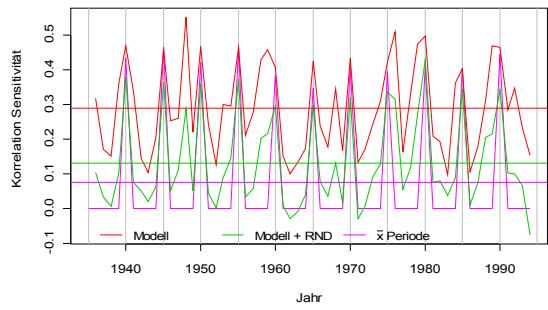
Die Korrelation zwischen gemessenem IDX und berechnetem IDX einzelner Jahre liegt im Mittel bei  $r=0,25$  (Abbildung 4 links oben). Bei einzelnen Jahren (1947, 1958) erreicht die Korrelation beinahe  $r=0,5$  in anderen Jahren (1966) nicht einmal  $r=0,04$ . Die Methode, welche den berechneten IDX mit einer Zufallsstreuung ergänzt, hat eine mittlere Korrelationen von  $r=0,07$ . Die Verwendung der mittleren Jahrringbreite einer Periode zeigt naturgemäß keine Korrelation mit den gemessenen IDX. Mit dem IDX wird die tatsächliche Jahrringbreite geschätzt. Die Korrelation des Periodenmittels mit der tatsächlichen Jahrringbreite liegt im Schnitt bereits bei  $r=0,966$  (Abbildung 4 rechts oben). Die Korrelation der geschätzten Jahrringbreite mit der gemessenen liegt bei  $r=0,969$ . Auffällig ist ein periodisches Auf und Ab der Korrelationen. Am Beginn und am Ende der Periode sind die Korrelationen in der Regel geringer als in der Mitte der Periode. Die Jahre 1958, 1948 und 1976 zeigen eine gewisse Überlegenheit der modellhaften Jahrringbreitenschätzung, da die starke Abweichung vom Periodenmittel in diesen Jahren vom Modell berücksichtigt wird. In diesen Jahren zeigt die Korrelation der mittleren Jahrringbreite einen recht starken Abfall gegenüber dem Vorjahr.



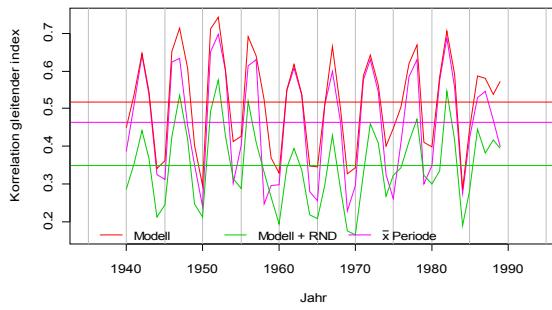
Periodischer Jahrringbreitenindex



Jahrringbreite



Sensitivität

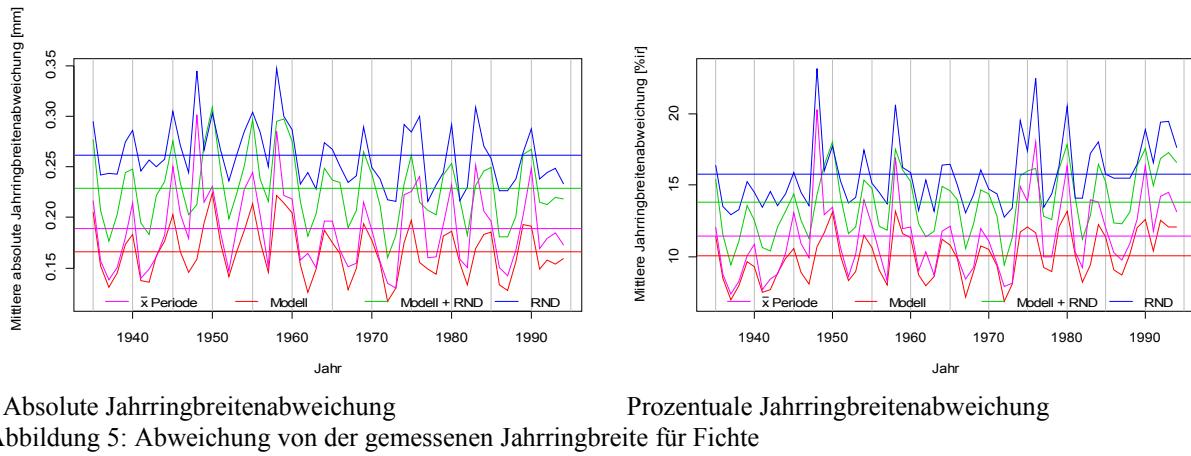


Gleitender Index

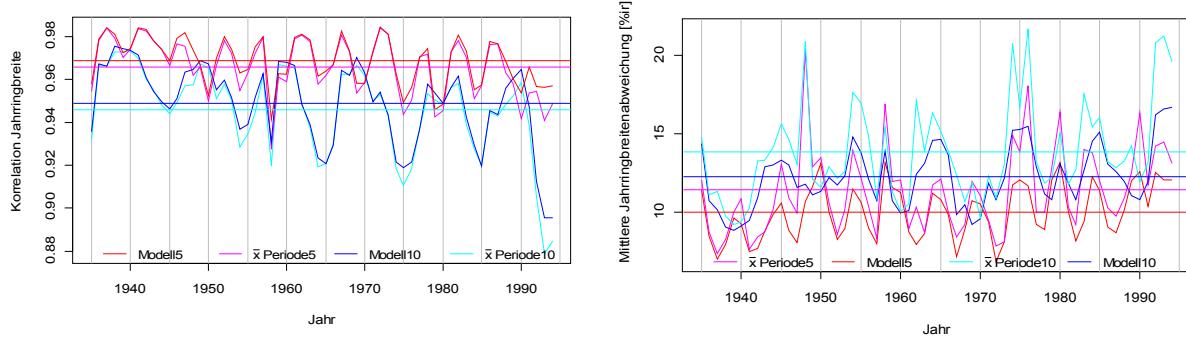
Abbildung 4: Jährliche Korrelation zwischen Beobachtung und Modellschätzung des periodischen Jahrringindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte.

Die Korrelation der Sensitivität innerhalb eines Jahres liegt im Mittel über alle Jahre bei  $r=0,29$ , wenn sie aus den geschätzten Jahrringbreiten bestimmt wird (Abbildung 4 links unten). Bei der Verwendung des Periodenmittels kann die Sensitivität innerhalb einer Periode nicht streuen, zwischen den Perioden jedoch schon. Es ergibt sich hierbei eine mittlere Korrelation über alle Jahre von  $r=0,08$ . Wenn nur die Jahre bei einem Periodenwechsel betrachtet werden ergibt sich beim Periodenmittel  $r=0,41$  und bei der Schätzung  $r=0,44$ . Die Korrelation der Sensitivitäten am Anfang und am Ende einer Periode ist in der Regel höher als in der Mitte einer Periode. Jahre mit extremen Jahrringschwankungen zeigen sehr hohe Korrelationen, auch wenn sich diese in der Periodenmitte befinden (z.B. 1948). Bei den gleitenden Indices hat die geschätzte Jahrringbreite eine Korrelation von  $r=0,52$  und jene des Periodenmittels  $r=0,46$ . Die größten Korrelationen sind in der Mitte der Periode zu beobachten.

Die mittlere Abweichung der geschätzten von der gemessenen Jahrringbreite beträgt  $0,17 \text{ mm}$  (Abbildung 5 links). Die Abweichung der gemessenen Jahrringbreite vom Periodenmittelwert beträgt im Mittel  $0,19 \text{ mm}$  und ist geringer als jene der streuungergänzten Schätzung ( $0,23 \text{ mm}$ ) und des Zufallsindex ( $0,26 \text{ mm}$ ). Die Abweichungen sind in der Periodenmitte am geringsten. Perioden mit starken Jahrringbreitenschwankungen (z.B. 1945-1950) zeigen bei der Verwendung der mittleren Jahrringbreite der Periode naturgemäß starke Abweichungen gegenüber der Messung. Bei der Schätzung des Modells ist diese Steigerung der Abweichung nicht zu beobachten. Wenn die Abweichungen auf die mittlere Jahrringbreite des Jahres bezogen werden, liegen die Abweichungen des Modells bei  $10,0\%$  (Abbildung 5 rechts). Die größte Abweichung beträgt  $13,1\%$  (1980) und die kleinste  $6,8\%$  (1972). Die mittlere Abweichung bei Verwendung des Periodenmittels beträgt  $11,4\%$  wobei hier eine minimale Abweichung von  $7,4\%$  im Jahr 1937 und eine maximale Abweichung von  $20,3\%$  im Jahr 1948 erreicht wurden.



Der Einfluss der Periodenlänge auf die Korrelation bzw. auf die Abweichung vom Messwert wird in Abbildung 6 dargestellt. Die mittlere Korrelation der geschätzten mit den gemessenen Jahrringbreiten liegt bei einer 5-jährigen Periodenlänge bei  $r=0,969$  und fällt bei einer 10-jährigen auf  $r=0,949$  ab. Es ist ein Schwanken der Korrelation zu beobachten, wobei die höchsten Werte in der Mitte der Perioden liegen. Bei der 10-jährigen Periode ist die Frequenz halb so hoch wie bei der 5-jährigen. Die Amplitude ist bei der 10-jährigen Periode in etwa doppelt so groß. Die Korrelationen der 10-jährigen Periode liegen in der Regel unter jenen der 5-jährigen Periode, außer in der Mitte einer Zehnjahresperiode an den Grenzen der Fünfjahresperiode (1939-1940, 1949-1950, 1959-1960, 1969-1970, 1979-1980, 1989-1990). Die Abweichung der Jahrringbreite beträgt bei der Fünfjahresperiode 10,0% und bei der Zehnjahresperiode 12,3%. Auch hier ist ein Oszillieren zwischen den Periodengrenzen zu sehen wobei die Abweichungen an den Periodengrenzen am größten sind. Genau in denselben Jahren, in denen die Korrelation der Zehnjahresperiode jene der Fünfjahresperiode übertrifft, unterbietet die Zehnjahresperiode die Abweichungen der Fünfjahresperiode.



In Abbildung 7 sind die Jahrringbreiten einzelner Bäume aufgetragen. Die schwarze Linie zeigt die gemessenen Jahrringbreiten, die blaue Linie das Mittel einer Fünfjahresperiode, und die grüne Linie die geschätzte Jahrringbreite. Jahrringfolgen, welche als Ausreißer eingestuft wurden, sind mit einem Kreis gekennzeichnet. Perioden, in denen ein Ausreißer vorkommt, wurden durch dünnerne Linien gekennzeichnet. Bei der linken Abbildung handelt es sich um eine Weißkiefer in 360 m Seehöhe aus dem Grazer Becken. Sie zeigt eine geringe Übereinstimmung der geschätzten mit der gemessenen Jahrringbreite. Im Jahre 1959-1960 ging die Jahrringbreite von 1,5 mm auf weniger als 0,5 mm zurück. Dieser starke Rückgang wurde als Ausreißer eingestuft. Die Korrelation des IDX in den Perioden ohne Ausreißer ist  $r=-0,092$ , jene der Jahrringbreite  $r=0,967$ . Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,12 mm ab. Die mittlere Abbildung zeigt eine Fichte in 1560 m in der Nähe von Reutte in Tirol mit mittelmäßiger Übereinstimmung. Sehr gute Übereinstimmungen sind in den Jahren 1948 und 1983 zu erkennen. Die Korrelation des IDX beträgt  $r=0,54$ , jene der Jahrringbreite  $r=0,84$ . Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,07 mm ab. Die rechte Abbildung zeigt eine Fichte in 1780 m in der Nähe von Liezen mit recht guter Übereinstimmung der Jahrringbreiten. Die Korrelation des IDX beträgt  $r=0,79$  jene der Jahrringbreiten  $r=0,91$ . Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,07 mm ab.

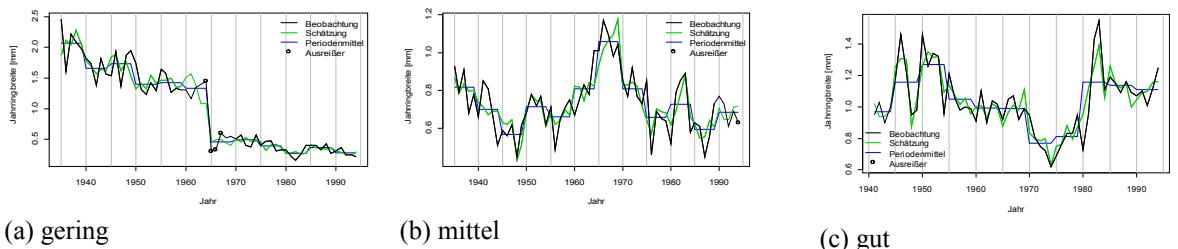


Abbildung 7: Gegenüberstellung von gemessener und errechneter Jahrringbreite

In Abbildung 8 ist die Häufigkeit der Korrelation zwischen beobachtetem und des geschätztem IDX des Einzelbaumes der Baumart Fichte dargestellt. Die meisten Bäume liegen im Bereich von  $r=0,5$  bis  $r=0,6$  und auch der Median liegt bei  $r=0,51$ . 2,8% der Bäume zeigen einen negativen Korrelationskoeffizienten.

In Abbildung 9 ist die Abhangigkeit des errechneten Indexes von der Seehohe bzw. von der Baumart dargestellt. In der linken Abbildung sind die Indices der Seehohen 400 m, 1100 m und 1800 m gezeigt. Der IDX der Seehohe 1100 m liegt, begrundet durch den linearen Ansatz, stets zwischen den Werten von 400 m und 1800 m. Die Jahre 1948 und 1976 zeigen in allen Hohenstufen eine kleinere Jahrringbreite als das Periodenmittel. Der unterdurchschnittliche Zuwachs war jedoch 1948 bei der Hochlage und 1976 bei der Tieflage wesentlich deutlicher ausgepragt. In den Jahren 1975 und 1990 gab es in der Tieflage uberdurchschnittlich breite Jahrringe, in der Hochlage gab es hingegen unterdurchschnittliche Jahrringbreiten. In den Jahren 1947, 1951, 1958, 1969, 1993 und 1994 zeigte die Hochlage uberdurchschnittliche Jahrringbreiten und die Tieflage unterdurchschnittliche. In der rechten Abbildung sind die Indexunterschiede zwischen den Baumarten Fichte, Larche und Weißkiefer fur die Hohenstufe 400 m dargestellt. Die Muster der Baumarten ahneln einander, zeigen aber fur einzelne Jahre abweichende Trends. So zeigen alle Baumarten im Jahr 1944 eine unterdurchschnittliche Jahrringbreite, wobei Larche am starksten und Weißkiefer kaum betroffen ist. Im Jahr 1976 zeigten Fichte und Weißkiefer einen uberdurchschnittlich schmalen Jahrring, Larche zeigte dies erst ein Jahr spater.

Korrelation IDX	Häufigkeit
-0,35	10
-0,25	10
-0,15	15
-0,05	30
0,05	40
0,15	60
0,25	100
0,35	140
0,45	150
0,55	120
0,65	100
0,75	20

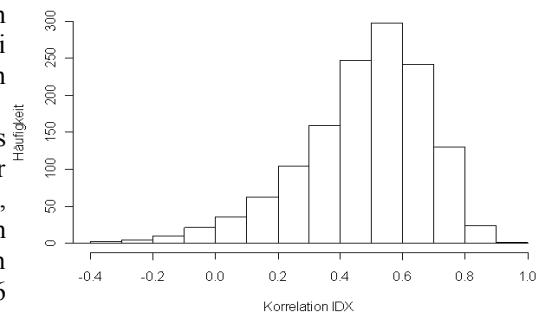


Abbildung 8: Häufigkeitsverteilung der Korrelation der Einzelbaumindizes für Fichte

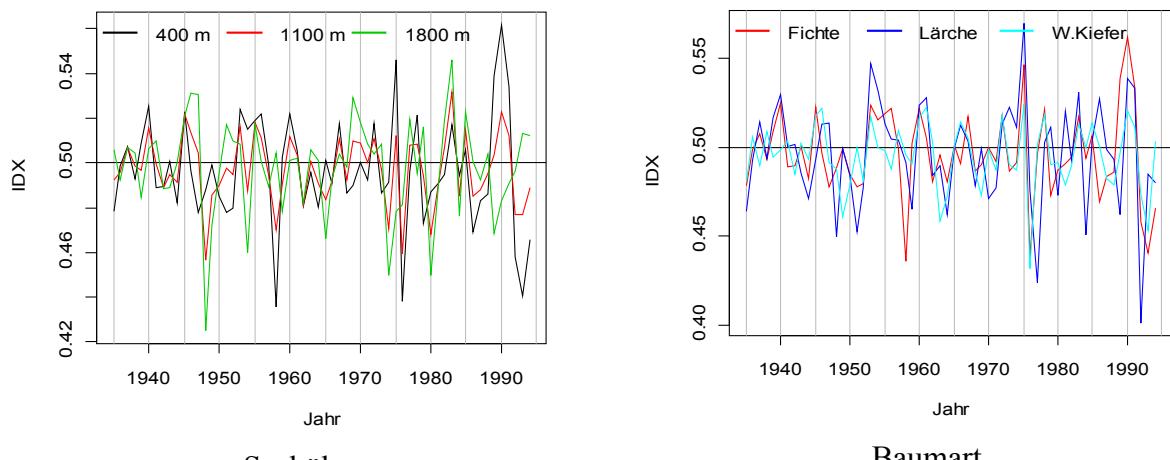


Abbildung 9: Abhangigkeit des errechneten IDX von Sachhohe und Raumart

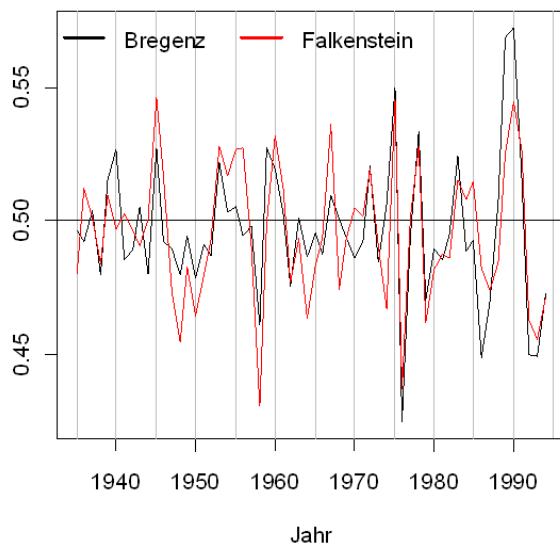
In Abbildung 10 ist der Einfluss der geographischen Lage auf den errechneten IDX einer Fichte in 400 m Seehöhe dargestellt. Eine der Fichten befindet sich in Bregenz, die andere mehr als 500 km entfernt in Falkenstein im Osten Österreichs. Das Muster zwischen beiden Bohrkernen ist im Prinzip ähnlich. Unterschiede bestehen beispielsweise im Jahr 1958, wo der Zuwachs in Falkenstein stärker zurückging als in Bregenz, sowie im Jahr 1986 wo es genau umgekehrt war.

## Diskussion

Die vorgestellte Methode überträgt Jahrringbreitenmuster von Bohrkernen auf Bäume, von denen nur ein mehrjähriger Zuwachs bekannt ist. Ist das Jahrringmuster in der beobachteten Zuwachsperiode wenig ausgeprägt, kann auf das jahresindividuelle Aufteilen der Zuwächse verzichtet werden. Liegt jedoch ein ausgeprägtes Jahrringmuster vor, kann dieses Muster nachgebildet werden.

Kürzere Aufnahmepériodenlängen ermöglichen eine bessere Jahrringbreitenrekonstruktion, die Rekonstruktionsqualität ist aber nicht ausschließlich von der Periodenlänge abhängig. Großen Einfluss haben auch der Messfehler sowie die Jahrringbreitenhomogenität innerhalb der Beobachtungsperiode. D.h., wenn ein Fehler der Jahrringbreite bis zu einem gewissen Ausmaß erlaubt ist, kann die Aufnahmefehlervalllänge abhängig von einer laufend durchgeführten Jahrringbreitenmessung gestaltet werden. Bei einem homogenen Jahrringbreitenmuster kann bei gleichem Ergänzungsfehler die Periodenlänge größer sein. Im

Falle eines inhomogenen Jahrringbreitenmusters sollte ein kürzeres Aufnahmefehlervall gewählt werden. Die vorgestellte Methode verwendet als Eingangsparameter ausschließlich Seehöhe und geographische Lage. Eine Steigerung der Rekonstruktionsgenauigkeit kann durch Hinzunehmen weiterer Parameter erwartet werden. So wird etwa ein Baum, dessen Standort grundwasserbeeinflusst ist, in trocken, warmen Jahren weniger unter dieser Situation leiden als ein Baum, der keinen Grundwasseranschluss hat. Eine Hinzunahme von Standortparametern hat jedoch im Gegenzug zur Folge, dass nur mehr für solche Punkte, wo diese Zusatzinformationen erhoben oder angenommen wurden, die Methode anwendbar ist. Auch wurde bisher ein linearer Zusammenhang z.B. zwischen Seehöhe und Jahrringbreitenabweichung unterstellt. Eine Umstellung auf Nichtlinearität könnte die Prognosegenauigkeit ebenfalls steigern. Auch die Verwendung von Konkurrenz- bzw. Bestandesdichteindices sowie von BHD, Höhe, Kronenlänge oder Alter könnten zu einer Verbesserung beitragen. Viel versprechend ist die Möglichkeit der Jahrringbreitenergänzung im Übergangsbereich zweier Perioden durch Zusammenfassen dieser beiden. Dadurch können jene Sprünge abgeschwächt werden, die aufgrund des Wechsels von einer durchschnittlichen Jahrringbreite der einen Periode auf die einer anderen Periode entstehen.



**Abbildung 10: Abhängigkeit des errechneten IDX von der Region**

## Literaturverzeichnis

- CAO, Q.V.: Prediction of annual diameter growth and survival for individual trees from periodic measurements Forest Science 46 (1), pp. 127-131, 2000
- CLARK J.S., M. WOLOSINS, M. DIETZE, I. IBANEZ, S. LADEAU, M. WELSH UND B. KLOEPPEL: Tree growth inference and prediction from diameter censuses and ring widths, Ecological Applications, 17(7):1942-1953, 2007
- COOK, E.R. UND L.A. KAIRUKSTIS: Methods of Dendrochronology, Kluwer, 394S., 1992
- FRITTS, H.C.: Tree Rings and Climate, Academic Press Inc. London, 567S., 1976
- HASENAUER H.: Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände, Wien, Univ. für Bodenkultur, Diss., 150S., 1994
- LESSARD, V.C., McROBERTS, R.E., HOLDAWAY, M.R.: Diameter growth models using Minnesota Forest Inventory and Analysis data. Forest Science 47 (3), pp. 301-310, 2001
- METSARANTA, J.M., LIEFFERS, V.J.: Using dendrochronology to obtain annual data for modelling stand development: A supplement to permanent sample plots. Forestry 82 (2), pp. 163-173, 2009
- MONSERUD, R.A., H. STERBA: A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria, Forest Ecology and Management 80:57-80, 1996
- NAGEL, J., M. ALBERT, M. SCHMIDT: Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1, Forst u. Holz, 57 (15/16), 486-493, 2002
- NORD-LARSEN, T.: Modeling individual-tree growth from data with highly irregular measurement intervals. Forest Science 52 (2), pp. 198-208, 2006
- PRETZSCH, H., P. BIEBER UND J. ĎURSKÝ: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation, Forest Ecology and Management 162:3-21, 2002
- SPIECKER H.: Düngung, Niederschlag und der jährliche Volumenzuwachs einiger Fichtenbestände Südwesterdeutschlands, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 158(4):70-76, 1987

## Die Auswirkung der Berücksichtigung von Nebenzielen auf den Kapitalwert der Baden-Württembergischen Fichtenwälder

Philipp Duncker<sup>1</sup> und Jürgen Zell<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Institut für Waldwachstum, Tennenbacherstraße 4, 79085 Freiburg i. Brg.

<sup>2</sup> Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Biometrie und Informatik, Wonnhaldestr. 4, 79100 Freiburg i. Brg.

### **Einleitung**

Die Fichtenwälder Baden-Württembergs, die einen relativen Anteil von 34 % der Waldfläche umfassen (BMVEL 2004), stellen eine wichtige Rohstoffquelle dar. Im Landesdurchschnitt wurden im fünfzehnjährigen Zeitraum zwischen den beiden Bundeswaldinventuren (1987 – 2002) rund 19.4 Vfm\*ha<sup>-1</sup>\*a<sup>-1</sup> entnommen<sup>1</sup>. Die Fichte ist somit von erheblicher wirtschaftlicher Bedeutung, wobei ihre waldbaulichen Eigenschaften die Wahl zwischen unterschiedlichen Bewirtschaftungsansätzen eröffnen. Das Ziel dieser Untersuchung ist zunächst die Abschätzung der möglichen Kapitalwerte der Fichtenwaldressource Baden-Württembergs unter Berücksichtigung unterschiedlicher Bewirtschaftungsansätze. Im Weiteren wird die Veränderung des Kapitalwerts untersucht, die sich aus der Berücksichtigung weiterer Zielforderungen und den daraus resultierenden Restriktionen an die Bewirtschaftung der Fichtenwälder ergeben.

Diese Restriktionen betreffen neben den Rahmenbedingungen der zu maximierenden Produktions- bzw. der Einkommensfunktion aus Holznutzung weitere Leistungen und Wirkungen des Waldes. So können sich zunächst aus Liquiditätsüberlegungen der Forstbetriebe oder aber der Aufnahmefähigkeit der Märkte Toleranzgrenzen für die Schwankungsbreite der jährlichen Einschlagvolumina ergeben.

Durch die Ratifizierung des Zusatzprotokolls zur Ausgestaltung der Klimarahmenkonvention der Vereinten Nationen (UNFCCC 2002) mit dem Ziel des Klimaschutzes, das „Kyoto-Protokoll“, besteht im Sinne von Artikel 3.4 für Deutschland die Wahl, die CO<sub>2</sub> speichernde Wirkung der Waldbewirtschaftung anzurechnen. Die Höhe der Anrechenbarkeit wurde aufgrund der Senkenstärke im Jahr 1990 vereinfacht abgeschätzt. 15 % dieser Senkenleistung können tatsächlich angerechnet werden. Diese 15 % sind ein politischer Kompromiss, der seinen Grund darin findet, dass die veränderten Umweltbedingungen, die sich positiv auf das Wachstum auswirken, herausgerechnet werden sollen. Die Anrechnung bezieht sich im Wald auf die Veränderung des Kohlenstoffvorrates in der ober- und unterirdischen lebenden Biomasse. Diejenigen Länder, welche die Waldbewirtschaftung anrechnen, sind verpflichtet dies auch in Zukunft zu tun, also auch dann, wenn die Waldbewirtschaftung möglicherweise eine Quelle wird. Aufgrund der hohen Vorräte und des starken Einschlags in Fichtenwäldern könnte sich hieraus aus Sicht des Landes Baden-Württemberg ein Nachteil ergeben. Unter der Annahme, dass diese Senkenleistung für Kohlenstoff einen Wert besitzt, kann sie der Holzproduktion gegenübergestellt werden. Hiermit kann der Frage nachgegangen werden, wie hoch eine Inwertsetzung der Kohlenstoffspeicherung angesetzt werden müsste, um vorgegebene (politische) Ziele zu erreichen.

Darüber hinaus wird ein wesentlicher Beitrag zum Schutz und der Förderung der biologischen Vielfalt in Wäldern im Verzicht auf Nutzung gesehen. Dies kann sowohl den flächigen Nutzungsverzicht, als auch den Erhalt Habitat bietender Einzelbäume bedeuten, letztere sind vornehmlich in Alt- und Starkholzbäumen zu sehen. Entsprechende Ziele sind beispielsweise in der „Nationalen Strategie zur biologischen Vielfalt“ (BMU 2007) formuliert. Hiernach sollen neben einer naturnahen Bewirtschaftung mit vermehrt standortheimischen Baumarten der Anteil an Alt- und Totholz vermehrt werden. Darüber hinaus sollen 5 % der Wälder einer natürlichen Entwicklung im Jahr 2020 überlassen und der Anteil nicht standortheimischer Baumarten kontinuierlich reduziert werden. Diese Naturschutzziele stellen Restriktionen an die Nutzbarkeit des Waldes zur Holzproduktion dar, die bis hin zu Segregationsstrategien reichen (DIETER *et al.* 2008).

Daraus lassen sich die Ziele dieser Untersuchung herausarbeiten. Zunächst sollen aufgrund des tatsächlichen, momentanen Ausgangszustandes die Fichtenwälder in Baden-Württemberg für unterschiedliche Nutzungsszenarien in die Zukunft fortgeschrieben werden. Dafür gibt es eine große Bandbreite möglicher Bewirtschaftungen (und Kombinationen), daher werden unter den tatsächlichen (realistischen) Möglichkeiten diejenigen mit den besten Zielwerten ausgesucht. Beginnend mit einer Zielformulierung, die lediglich die finanziellen Holzerlöse maximiert, können in die Zielfunktion auch die Kohlenstoffspeicherleistung sowie Restriktionen bezüglich Habitatbaumzahlen und Flächenstilllegungen realisiert werden. Diese Modellformulierung ermöglicht eine Analyse der Opportunitätskosten.

### **Material und Methoden**

Die Beantwortung der aufgeworfenen Fragestellung erfordert ein mehrstufiges Vorgehen. Grundlage ist zunächst die Beschreibung der Fichtenwälder Baden-Württembergs als gegebene Ausgangssituation. Es folgt deren Fortschreibung mit alternativen waldbaulichen Behandlungsansätzen mittels eines Wachstummodells und die anschließende Quantifizierung der Entwicklung mit entscheidungsrelevanten Attributen. Zuletzt ist eine

<sup>1</sup> <http://www.fva-bw.de/monitoring/index9.html>  
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

zielgerichtete Auswahl verschiedener Entwicklungsmöglichkeiten vorzunehmen, welche zur Maximierung der Zielgröße führt, ohne die Nebenbedingungen zu verletzen.

### Ausgangsbestände und Wachstumsmodell

Die Beschreibung und Erfassung der Fichtenwälder erfolgt durch die Bildung artifizieller Ausgangsbestände. Hierfür werden die ideell getrennten Einzelbaumerhebungen aus den Winkelzählproben (WZP) der Bundeswaldinventuren (BWI) 1 und 2 verwendet. Somit werden Einzelbäume ab einem Brusthöhendurchmesser von 7 cm erfasst. Die Einzelbaumdaten werden aufgrund der Merkmale Baumart, zehn Altersklassen und drei Oberhöhenbonitätsstufen in 30 Gruppen aggregiert. Die Dichteschätzung der Brusthöhendurchmesser erfolgt durch die Anpassung einer bei 7 cm linkstrunktierten Weibullverteilung. Aufgrund der Standflächenzuordnung in der BWI (BMVEL 2006) können den artifiziellen Ausgangsbeständen sowohl Flächenausdehnungen als auch Bestandesdichtemaße zugeordnet werden. Es wird unterstellt, dass diese Ausgangsbestände mit den Merkmalen Alter, Oberhöhenbonität, Durchmesserverteilung, hg und ho, sowie die weiteren daraus ableitbaren Kennwerte die Fichtenwälder Baden-Württembergs ausreichend charakterisieren.

Die Altersklassenausgangsbestände werden mittels des Wachstumsmodells W+ unter der Annahme alternativer waldbaulicher Behandlungen für einen Zeitraum von 30 Jahren fortgeschrieben. Jede Fortschreibung stellt einen möglichen Entwicklungspfad dar und wird in 6 Perioden zu je 5 Jahren vorgenommen. W+ ist ein distanzunabhängiger Wachstumssimulator für Reinbestände, der den Durchmesserzuwachs durch einen kombinierten Ansatz von Einzelbaum- und Bestandeswuchsmodellen schätzt (WEISE & KUBLIN 1997 und 1998, YUE *et al.* 2008). Für die Fortschreibung der Oberhöhe wird eine, auf der Grundlage der Ertragstafel ASSMANN-FRANZ (ASSMANN 1963) parametrisierte Wachstumsfunktion verwendet. Die Wachstumsmodelle wurden anhand langfristig beobachteter Versuchsflächen für Fichte (*Picea abies*), Douglasie (*Pseudotsuga menziesii*) und Rotbuche (*Fagus silvestris*) in Südwestdeutschland parametrisiert. Die einbezogenen Versuchsflächen decken, insbesondere im Fall der Fichte, eine weite Spanne unterschiedlich stark freigestellter Behandlungsvarianten ab, die bis zu solitärartig erwachsenen Beständen reichen. Als Hauptziel wird die Anwendung des Simulators als waldbauliche Entscheidungshilfe genannt. W+ ermöglicht hierzu für ein Variantenstudium den Vergleich des gesamten Ablaufs waldbaulicher Produktionsprogramme.

Die Eingriffszeitpunkte während der Durchforstungsphase in den Fortschreibungen werden durch die Oberhöhe ( $h_o$ ) und deren Entwicklung ( $\Delta h_o$ ) gesteuert. Die Durchforstungen beginnen frühestens ab  $h_o = 12$  m und erfolgen in einer bonitätsabhängigen Eingriffswiederkehr entsprechend  $\Delta h_o = 3$  m. In den verschiedenen Simulationsläufen zur Generierung der Entwicklungspfade wird sowohl die Auslesebaumzahl zwischen 125, 250 und 500 Auslesebäume pro Hektar variiert, welche in Auslese- bzw. Niederdurchforstungen freigestellt werden, als auch die Eingriffsstärke. Letztere wird im Falle von Auslesedurchforstungen schrittweise zwischen 36, 32, 28, 24, 20 und 16 %, in Falle von Niederdurchforstungen zwischen 20, 16, 12, 8 und 0 % relativer Grundflächenentnahmen für die verschiedenen Eingriffszeitpunkte variiert. Aufgrund der einbezogenen 0 % Entnahmen besteht für jeden Ausgangsbestand eine unbehandelte Nullvariante.

Die schrittweise Variation der verschiedenen Merkmale zur Steuerung der Durchforstungen lassen Entwicklungspfade entstehen, welche zwar rechnerisch möglich, aufgrund waldbaulicher Überlegungen aber abzulehnen sind. Für die Entscheidung der Beibehaltung oder Ablehnung einer Bestandesentwicklung aufgrund von Durchforstungseingriffen werden folgende Begrenzungen vorgenommen:

- Begrenzung der Eingriffsstärke auf eine maximale Entnahmemenge von 150 Vfm/ha und Durchforstung.
- Ausschluss von Entwicklungspfaden, in denen einzelne Durchforstungsmaßnahmen aufgrund eines zu geringen Füllbestandes nicht durchgeführt werden können.
- Ausschluss bei geringer Auslesebaumzahl, falls aufgrund geringer Eingriffsstärke keine erhebliche Absenkung der Bestandesdichte, d.h. auf die Auslesebaumzahl plus max. 50 Bäume, innerhalb des Entwicklungspfadzeitraums erfolgt.
- Vorzeitiges Absenken auf die Auslesebaumzahl mit anschließender Hiebsruhe wird gestattet.

Für die Simulation der unterschiedlichen Bestandesentwicklungen während der Endnutzungsphase werden in jeder Periode Kahl- bzw. Saumschläge unterstellt. Des Weiteren werden Zieldurchmesserernten mit Zieldurchmessern von 50 bzw. 60 cm und anschließenden Verjüngungszeiträumen von 20 und 30, sowie im Falle von 60 cm Zieldurchmesser auch von 40 Jahren modelliert.

### **Entwicklungspfadbewertung und Lineares Programm**

Die Ausgabe des Wachstumssimulators besteht in Bestandes- und Einzelbauminformationen zu verschiedenen Simulationszeitpunkten. Die potentielle Entwicklung der Fichtenwälder wird als Kombination alternativer Entwicklungspfade der verschiedenen Ausgangsbestände erfasst. Die Auswahl der verschiedenen Entwicklungspfade soll zur Maximierung einer interessierenden Zielgröße führen, ohne dabei gesetzte Nebenbedingungen zu verletzen. Hierzu sind die Entwicklungspfade, basierend auf den Ausgabeinformationen mit den entscheidungsrelevanten Attributen, zu bewerten. Während die notwendigen Informationen für die Berücksichtigung von Liquiditätsforderungen in Form von Einschlagsmengenbegrenzungen, die Baumzahlen mit gewählten Mindestdurchmessern oder auch die unbehandelte Bestandesentwicklung unmittelbar vorliegen, müssen der Kapitalwert und die monetäre Auswirkung der Kohlenstoffvorratsveränderung erst berechnet werden.

In die Berechnung des Kapitalwerts ( $K_0$ ) einer Bestandesentwicklung geht zunächst der potentielle Zerschlagungswert des Bestandes als angenommene Investition ( $I$ ) ein. Zu dieser Investition werden die mit Zinsfüßen ( $i = 1, 2, \dots, 5\%$ ) diskontierten Nettoerlöse aus der Holznutzung addiert. Die Nettoerlöse werden einzelbaumweise, aufgrund des Brusthöhendurchmessers geschätzt. Hierzu wird eine Nettoerlösfunktion über dem Brusthöhendurchmesser angepasst. Zuletzt wird noch der diskontierte Liquidationswert des Inventars ( $L$ ), d.h. der Abtriebwerte des verbleibenden Bestandes (MANTEL 1982), zum Ende der Betrachtungsdauer ( $T$ ) addiert (SPEIDEL 1984). Für eine gegebene Zinsforderung kann damit eine komplette Investitionsrechnung erfolgen, diese lohnt sich, wenn gilt  $K_0 > 0$ .

$$K_0 = -I + \sum_{t=1}^T (R_t) \cdot (1+i)^{-t} + L \cdot (1+i)^{-T}$$

mit

$K_0$  = Kapitalwert

$I$  = Investition

$T$  = Betrachtungsdauer

$R_t$  = Rückfluss in Periode  $t$

$L$  = Liquidationserlös / Resterlös

$i$  = Kalkulationszinsfuß

Für die notwendige Bewertung des stehenden und entnommenen Vorrates zur Errechnung der Kapitalwerte wird eine Holzerlösfunktion erstellt. Da in den Modellen und Inventuren stets der BHD fortgeschrieben wird, ist eine Funktion, die den zu erwartenden Nettoerlös als Funktion des BHD wiedergibt, notwendig.

Hierzu werden die in der BWI1 erfassten und in der BWI2 als Nutzung erkannten Bäume um den halben Inventurabstand fortgeschrieben. Mittels des Sortierprogramms BDAT20 (KUBLIN 2003) und ein paar wenigen wichtigen Parametern werden diese genutzten Bäume in Stamm- und Industrieholzanteile sortiert. Diese relativen Anteile werden mit dem tatsächlichen Verhältnis aus Einschlagsdaten der Landesforstverwaltung (FOFIS) der Jahre 1999-2008 verglichen. Durch Anpassung der Parameter lässt sich das tatsächlich verbuchte Verhältnis einstellen. Damit ist erreicht, dass im Vergleich zu den Sortentafeln (LANDESFORSTVERWALTUNG BADEN-WÜRTTEMBERG 1993) realistische Stammholz-/ Industrieholzanteile, die Preis bestimmen sind, eingehalten werden und die Abbildung der Stärkeklassen realitätsnah ist. Aufgrund dieses Sortimentsanfalls, bewertet mit durchschnittlichen Holzpreisen (über alle Güten, aber differenziert nach Stärkeklassen) aus FOFIS für die Jahre 1999-2008, wird der Holzerlös je fm nach Brusthöhendurchmesser berechnet. Nach Abzug durchschnittlicher Einschlags- und Bringungskosten - für Stammholz wurde eine motomanuelle, für Industrieholz eine voll mechanisierte Aufarbeitung unterstellt - ergeben sich mittlere Nettoerlöse, abhängig vom Brusthöhendurchmesser. Die Einzelbeobachtungen werden durch Anpassung eines Polynoms dritten Grades ausgeglichen. Unterschiedliche Holzqualitäten werden nicht berücksichtigt, die Nettoerlösfunktion über dem BHD bezieht sich daher nur auf die mittleren erreichten Qualitäten.

Die monetäre Berücksichtigung der Kohlenstoffspeicherfunktion im Sinne von Artikel 3.4 des „Kyoto-Protokolls“ erfordert die Quantifizierung der Veränderung des gespeicherten Kohlenstoffvorrats in den Beständen. In der Annahme nur geringer Schwankungen während des dreißigjährigen Betrachtungszeitraums wird der Kohlenstoffvorrat im Boden als konstant angenommen und bleibt in dieser Untersuchung unberücksichtigt (PISTORUIS *et. al.* 2006). Die Berechnung des Kohlenstoffvorrats erfolgt durch die Anwendung der Biomassefunktionen von . Eingangsgröße der einzelbaumweisen Hochrechnung ist der Brusthöhendurchmesser, die Baumhöhe und das Alter. Es wurde weiterhin angenommen, dass die Biomasse 50 % Kohlenstoffanteil beinhaltet (KNIGGE & SCHULZ 1966). Betrachtet wird die Veränderung des Kohlenstoffvorrats zwischen den Simulationsperioden, die mit einem Bewertungsansatz mit 10, 22.5, 35 und 47.5 €/t<sub>c</sub> monetarisiert wird. Durch Diskontierung der sich daraus ergebenden Zahlungsströme auf den Gegenwartswert kann die potentielle Einnahmequelle durch Kohlenstoffspeicherung in die Kapitalwertberechnung einbezogen werden. Hierbei wird angenommen, dass die Inwertsetzung der Kohlenstoffspeicherung in der Höhe der Zinsforderung des Bewirtschafters zu diskontieren sei.

Die zielorientierte Auswahl der Bestandesentwicklungspfade erfolgt mit Methoden der Linearen Programmierung unter Anwendung der Software Risk Solver. In einem ersten Schritt **a)** soll die Summe der Kapitalwerte aller Ausgangsbestände maximiert werden (Gl. 1 - Zielfunktion). Hierbei wird lediglich eine Flächenrestriktion (Gl. 3) berücksichtigt.

In einem zweiten Schritt **b)** soll wiederum die Zielfunktion unter Berücksichtigung der Flächenrestriktion maximiert werden, diesmal unter Beachtung von Einschlagsmengenbegrenzungen. Diese bestehen in für das EFORWOOD-Projekt<sup>2</sup> aufgrund von Simulationsläufen mit dem Modell EFI-GTM (MAARIT 2004) entwickelten zukünftigen Volumenforderungen für Baden-Württemberg. Diese sehen beispielsweise für das Jahr 2015 eine Gesamteinschlagshöhe von 4,233,500 Vfm\*a<sup>-1</sup> im Stärkebereich (I) mit Durchmesser <= 35 cm und 4,021,800 Vfm\*a<sup>-1</sup> im Durchmesserbereich > 35 cm vor. Dies entspricht etwa dem mittleren jährlichen Einschlagniveaus von 19.4 Vfm\*ha<sup>-1</sup>\*a<sup>-1</sup>, welches zwischen den Bundeswaldinventuren in Baden-Württemberg beobachtet wurde. Die Gleichungen 4 und 5 begrenzen die Einschlagsvolumina der verschiedenen Simulationsperioden auf eine Schwankungsbreite von ± 12.5 %.

In einem dritten Schritt **c)** erfolgt die Entwicklungspfadauswahl analog zum zweiten Schritt, allerdings mit zusätzlicher Berücksichtigung der monetär bewerteten Kohlenstoffspeicherfunktion entsprechend der Gleichung 2. Mit Gleichungen 6 und 7 werden letztlich **d)** naturschutzfachliche Zielsetzungen als Restriktionen der Holznutzungen einbezogen. Gleichung 6 erfordert die landesweite Erhaltung einer Mindestanzahl potentieller Habitatbäume mit einem Brusthöhendurchmesser von mindestens 60 cm, während Gleichung 7 den flächigen Nutzungsverzicht durch Bestimmung unbehandelter Anteile jedes Ausgangsbestandes aufgreift; die erste Variante (j=1) steht dabei jeweils für einen unbehandelten Bestand.

$$1) \max(z) = \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} NPV_{kj} \cdot a_{kj}$$

$$2) \text{mit } NPV_{kj} = -DBI_{kj0} + \sum_{i=1}^6 \frac{DBI_{kji} + ((C_{kji} - C_{kji-1}) \cdot W_C) - Pflzk_{kji}}{\gamma^i} + \frac{DBI_{kj6}}{\gamma^6}$$

$$3) \sum_{j=1}^{J_k} a_{kj} = A_k$$

$$4) \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} Vol_{kjl} \cdot a_{kj} \geq 0.875 \cdot \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} Vol_{kj0l} \cdot a_{kj} \quad \text{mit } i = \text{Periode}$$

$$5) \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} Vol_{kjl} \cdot a_{kj} \leq 1.125 \cdot \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} Vol_{kj0l} \cdot a_{kj} \quad \text{mit } l = \begin{cases} Vol | d_g \leq 35 \\ Vol | d_g > 35 \end{cases}$$

$$6) \sum_{k=1}^{30} \sum_{j=1}^{J_k} NHab_{kjl} \cdot a_{kj} \geq 2.5 \text{ Mio bzw. } \geq 2.75 \text{ Mio}$$

$$7) a_{kl} = A_k \cdot 0.05, \dots, 0.15$$

NPV: Kapitalwert  $K_0$  (net present value); DBI: erntekostenfreier Holzerlös, teilweise auch Zerschlagungswert; C: Kohlenstoffvorrat in ober- und unterirdischer Biomasse;  $W_C$ : Monetarisierungsfaktor der Kohlenstoffspeicherung; Pflzk: Pflanz- und Jungbestandspflegekosten; A: Gesamtfläche; a: Teilfläche; Vol: Holzeinschlagvolumen; NHab: Baumzahl mit Brusthöhendurchmesser min. 60 cm; i: Periode 0 bis 6 (je 5 Jahre); j: Entwicklungspfade 1 bis J; k: Ausgangsbestände 1 bis 30; l: Größenklasse kleiner oder gleich bzw. größer 35 cm im  $d_g$ ;  $\gamma$ : Diskontierungsfaktor.

## Ergebnisse

Für die Erstellung der Erlösfunktion konnten die in der BWI2 als Nutzung erkannten Bäume in den jeweiligen Stamm- und Industrieholzanteil sortiert werden (n=26439). Die Darstellung der Nettoerlöse pro Erntefestmeter für den Sortimentsanfall jedes Baumes zeigt eine deutliche Differenzierung über den jeweiligen Brusthöhendurchmessern (Abb. 1). Dieser Zusammenhang lässt sich durch folgendes Polynom dritten Grades beschreiben (multiples  $R^2 = 87\%$ ) der erwartete Nettoerlös für die mittleren erreichten Qualitäten zur Kapitalwertberechnung geschätzt werden.

$$\text{Nettoerlös [€/Efm]} = a + b \cdot BDH [\text{cm}] + c \cdot BDH^2 [\text{cm}] + d \cdot BDH^3 [\text{cm}]$$

$$a = -42.4024, b = 3.3602, c = -0.0449 \text{ und } d = 0.0002$$

<sup>2</sup> <http://87.192.2.62/eforwood/default.aspx>  
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

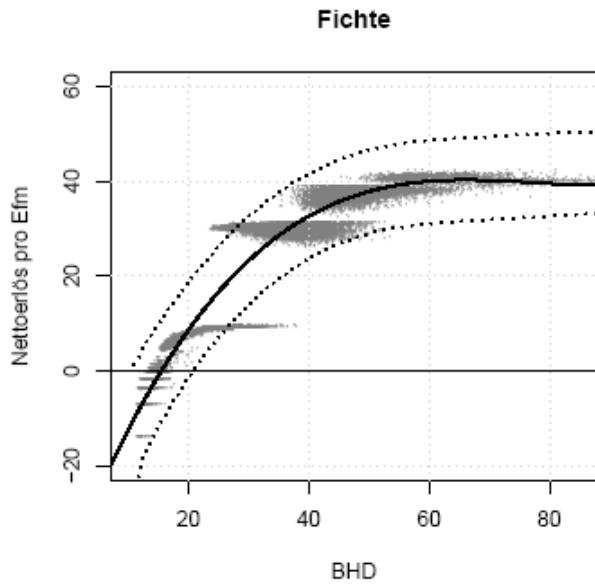


Abbildung 1: Erlösfunktion zur Schätzung des Nettoerlöses aus dem Sortimentanfall von Fichten mittlerer Qualität aus dem Brusthöhendurchmesser. Die gestrichelten Linien geben das Prädiktionsintervall wieder.

Bei unbeschränkter Entwicklungspfadauswahl **a)** lassen sich im dreißigjährigen Betrachtungszeitraum je nach Zinsfuß positive Kapitalwerte in Höhe von 12601 bis 90 €/ha erzielen (Tab. 1). Es zeigt sich, dass die maximierten Kapitalwerte durch unterschiedlich hohe durchschnittliche Einschlagsmengen erzielt werden. Diese verdoppeln sich annähernd bei Steigerung des Zinsfußes von 1 auf 5 %. Zur besseren Veranschaulichung sind mittlere Kapitalwerte bzw. Einschlagsmengen je Hektar angegeben, die absoluten Unterschiede ihrer Produkte nach Multiplikation mit der Gesamtfläche sind entsprechend für die Betrachtung der Fichtenwälder Baden-Württembergs zu berücksichtigen.

Wird die Freiheit der Entwicklungspfadauswahl für jeden Ausgangsbestand durch die Formulierung einer gleichmäßigen Holzforderung über alle Perioden **b)** eingeschränkt, so ergeben sich geringere Kapitalwerte (Tab. 1). Die relative Veränderung des Kapitalwerts gegenüber uneingeschränkter Pfadauswahl fällt bei Zinsfuß 1 % mit -2 % gering, bei Zinsfuß 5 % hingegen mit -280 % deutlich negativ aus. Für den Zinsfuß von 1 % wird die gleichmäßige Holzforderung nahe der unteren Toleranzgrenze von -12.5 %, im Falle des Zinsfußes von 5 % hingegen nahe der oberen Toleranzgrenze von + 12.5 % erfüllt. Die Entwicklungspfadauswahl erfolgt unter Ausnutzung der gegebenen Freiheiten. In Tabelle 1 ist zu beachten, dass sich die Angabe des mittleren Einschlags ohne Volumenbegrenzung auf den gesamten dreißigjährigen Betrachtungszeitraum bezieht und keine Rückschlüsse auf die tatsächlichen Schwankungen der Einschlagsmengen zwischen den Perioden zulässt.

Tabelle 1: Mittlere Kapitalwerte und deren Veränderung für Zinsfüße von 1 bis 5 % bei zusätzlicher Berücksichtigung einer Holzforderung von rund 19.4 Vfm\*ha<sup>-1</sup>\*a<sup>-1</sup> mit Schwankungstoleranz von ± 12.5 %.

Zinsfuß (%)	1 %	2 %	3 %	4 %	5 %
K <sub>0</sub> [€/ha] ohne Volumenforderung	12601	7749	4418	1966	90
Holzeinschlag [Vfm*ha <sup>-1</sup> *a <sup>-1</sup> ]	12.7	19.4	21.6	22.0	23.4
K <sub>0</sub> [€/ha] mit Volumenforderung	12318	7639	4296	1795	-162
Holzeinschlag [Vfm*ha <sup>-1</sup> *a <sup>-1</sup> ]	18.4	19.6	21.7	22.0	21.8
Δ K <sub>0</sub> [€/ha]	-283	-110	-122	-171	-252

Wird neben der Holznutzung, eingeschränkt durch Berücksichtigung einer geforderten Menge und ihrer Schwankungstoleranz, die Veränderung des in über- und unterirdischer Biomasse gespeicherten Kohlenstoffvorrats in Wert gesetzt **c)** und diskontiert in die Zielfunktion einbezogen, so lassen sich für alle Zinsfüße höhere mittlere Kapitalwerte erzielen als aus der Holznutzung allein (Abb. 2). Dabei wird der Anteil des Kapitalwertes aus Holznutzung umso geringer, je höher die Tonne gespeicherten Kohlenstoffs bewertet wird. Werden die Zahlungsströme mit 1 % diskontiert, dann wird die Holznutzung bereits bei einer Bewertung von 22.5 €/t<sub>C</sub> an die untere Toleranzgrenze der Holzmengenbegrenzung abgesenkt (Abb. 3). Bei Diskontierung mit 5 % erfolgt erst ab dieser Bewertung eine Absenkung der mittleren genutzten Holzmengen deutlich unter die obere Toleranzgrenze. Im

Falle der Diskontierung mit 3 % ist die stärkste Absenkung der mittleren Holzmengen zu verzeichnen, die im dreißigjährigen Betrachtungszeitraum nahezu proportional zum Bewertungsansatz der Kohlenstoffspeicherung steht.

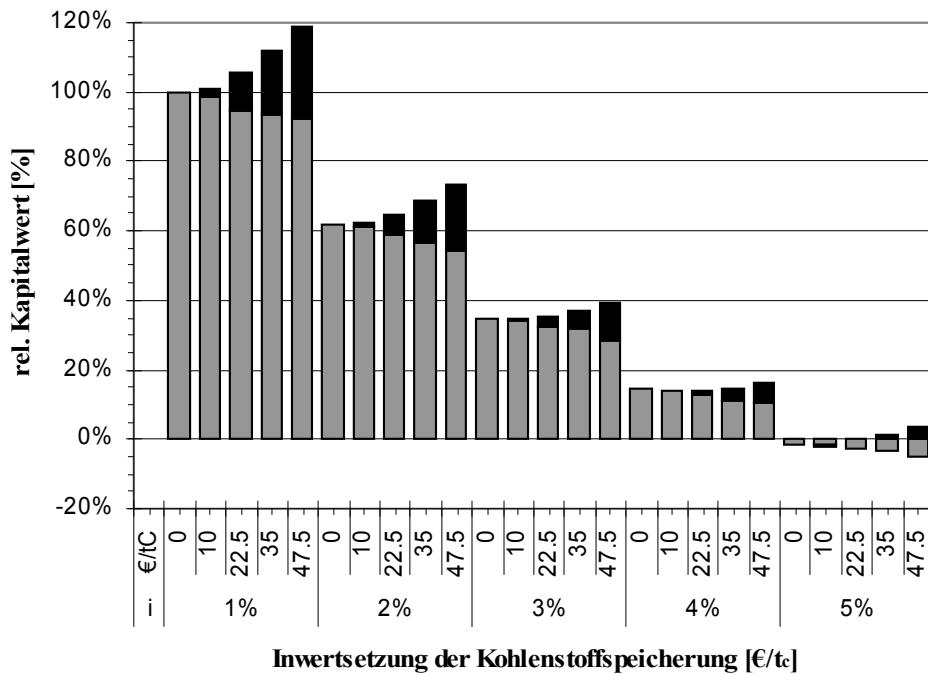


Abbildung 2: Relative Veränderung des Kapitalwerts aus Holznutzung (grau) und monetärer Berücksichtigung der Kohlenstoffspeicherfunktion (schwarz) in Abhängigkeit vom Zinsfuß und vom bezahlten Wert [ $\text{€}/\text{t}_C$ ] für die in der über- und unteririschen Biomasse gespeicherte Tonne Kohlenstoff bei Berücksichtigung der Holzforderung von rund  $19.4 \text{ Vfm}^*\text{ha}^{-1}\text{a}^{-1}$  mit Schwankungstoleranz von  $\pm 12.5\%$ .

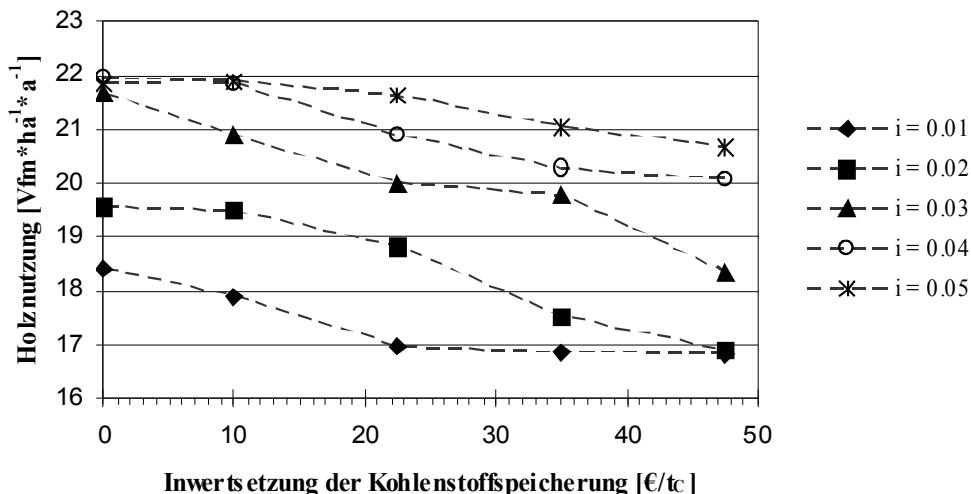


Abbildung 3: Durchschnittliche jährliche Einschlagshöhe in Abhängigkeit vom Zinsfuß und vom angenommenen Wert für die in der über- und unteririschen Biomasse gespeicherte Tonne Kohlenstoff bei Berücksichtigung der Holzforderung von rund  $19.4 \text{ Vfm}^*\text{ha}^{-1}\text{a}^{-1}$  mit Schwankungstoleranz von  $\pm 12.5\%$ .

Die Umsetzung der Annahme eines flächigen Nutzungsverzichts **d)**, bei Aufrechterhaltung der Holzforderung von rund  $19.4 \text{ Vfm}^*\text{ha}^{-1}\text{a}^{-1}$  mit Schwankungstoleranz von  $\pm 12.5\%$ , erfolgt durch schrittweise Erhöhung des unbehandelten Flächenanteils aller Ausgangsbestände. Es zeigt sich, dass die Reduktion der bewirtschafteten Ausgangsbestandesflächen zu einer Kapitalwertverringerung führt, diese aber unterproportional zum ungenutzten Flächenanteil ausfällt (Abb. 4). So kann die Holzforderung auch bei 15 % Flächenreduktion über den dreißigjährigen Betrachtungszeitraum durch Nutzung auf der Restfläche erfüllt werden, was zu einem um lediglich 5.8 % geringeren Kapitalwert führt. Wird zusätzlich eine landesweite Mindestbaumzahl an potentiellen Habitatbäumen mit einem Brusthöhendurchmesser von min. 60 cm gefordert, welche über den dreißigjährigen

Betrachtungszeitraum erhalten bleiben muss, so reduziert dies, im Falle voller Flächennutzung, den Kapitalwert bei 2.5 Mio. Bäumen um 2.3 %, bei 2.75 Mio. Bäumen um 3.5 % (Abb. 4). Mit zunehmender Flächenreduktion finden sich vermehrt potentielle Habitatbäume in den ohnehin ungenutzten Anteilen, so dass die genannten Kapitalwertsreduktionen bei 15 % Flächenreduktion auf zusätzliche 1.7 bzw. 2.6 % verringern.

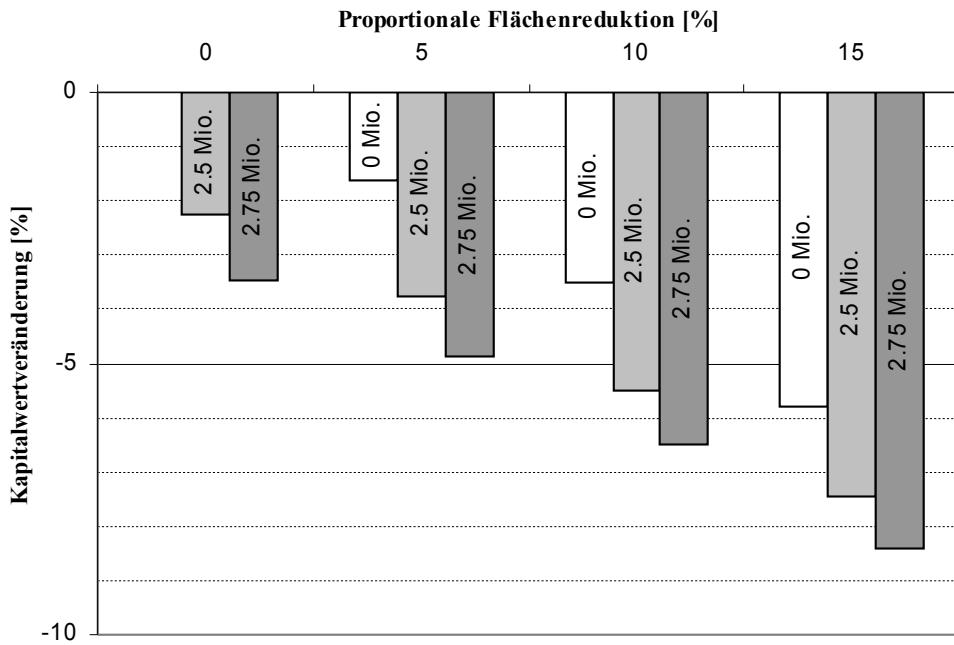


Abbildung 4: Relative Kapitalwertveränderung bei Zinsfuß 2 % aufgrund proportionaler Flächenreduktion und geforderter Habitatbaumzahlen mit Brusthöhendurchmesserr min. 60 cm unter Berücksichtigung der Holzforderung von rund 19.4 Vfm\*ha<sup>-1</sup>\*a<sup>-1</sup> mit Schwankungstoleranz von ± 12.5 %.

Tabelle 2: Anteile unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungsansätze bei zunehmender Reduktion der genutzten Fläche unter Aufrechterhaltung Holzforderung von rund 19.4 Vfm\*ha<sup>-1</sup>\*a<sup>-1</sup> mit Schwankungstoleranz von ± 12.5 %.

Kapitalwert / ha	Flächenreduktion durch Auswahl der Nullvariante			
	7,639 €	7,514 €	7,372 €	7,197 €
Nullvariante	0.0 %	5.0 %	10.0 %	15.0 %
Auslesedurchforstung	16.3 %	18.0 %	19.3 %	21.0 %
Niederdurchforstung	15.8 %	12.4 %	9.2 %	6.5 %
Kahl-/Saumschlag	1.9 %	2.3 %	2.5 %	1.8 %
ZDE 50cm	54.8 %	52.3 %	49.5 %	46.8 %
ZDE 60cm	11.1 %	10.0 %	9.4 %	8.8 %
Anteil Durchforstung	32.2 %	30.4 %	28.5 %	27.5 %
Anteil Endnutzung	67.8 %	64.6 %	61.5 %	57.5 %
total	100.0 %	100.0 %	100.0 %	100.0 %

Muss die Holzforderung auf einer zunehmend kleineren genutzten Fläche erfüllt werden, so erhöht dies notgedrungen die dort getätigten Einschlagsmengen. Die erhöhten Nutzungsmengen können sich auch auf die Art der Nutzung auswirken. Aus diesem Grund sind die möglichen Entwicklungspfade typisierten waldbaulichen Behandlungsansätzen zugeordnet worden. In Tabelle 2 ist dargestellt, wie sich die Anteile der ausgewählten Entwicklungspfade zwischen den typisierten Ansätzen bei zunehmender Flächenreduktion verlagern. Ohne Flächenreduktion halten sich die Anteile der Auslese- und der Niederdurchforstung bei Zinsfuß 2 % mit jeweils rund 16 % etwa die Waage. Mit zunehmendem Druck auf die noch genutzte Fläche verschiebt sich das Verhältnis immer weiter in Richtung Auslesedurchforstung. Im Fall der Endnutzungen ist zu verzeichnen, dass die erhöhten Einschlagsmengen zunehmend durch die Kategorie "Kahl-/Saumschlag" gedeckt werden.

## Diskussion und Schlussfolgerungen

Die Beschreibung der Fichtenwälder mittels artifizieller Ausgangsbestände kann in mancher Hinsicht den komplexen realen Bestandessituationen nicht gerecht werden. Da die Ausgangsbestände aber aufgrund der vermessenen Einzelbaumdaten aus den Bundeswaldinventuren generiert wurden, dürfte eine gewisse Repräsentanz für die Region als gegeben angesehen werden können. Trotz vereinfachender Beschreibung durch Altersklassenbestände ermöglicht das gewählte Vorgehen eine differenziertere Fortschreibung der gegebenen Ausgangssituation mit alternativen waldbaulichen Behandlungsansätzen. Grundlage hierfür ist die Möglichkeit, die artifiziellen Bestände in den Wachstumsimulator W+ einzuladen. Die im Simulator W+ implementierten Durchmesserzuwachsmodelle, der Zuwachs wird simultan auf Einzelbaum- und auf Bestandesebene geschätzt, sind mit langfristig beobachteten Versuchsflächendaten aus Südwestdeutschland parametrisiert worden. Damit dürften die regionalen Wuchsverhältnisse angemessen berücksichtigt sein. YUE *et al.* 2008 geben aufgrund der Analyse ihres Modells für dreißigjährige Simulationsperioden mittlere Abweichungsprozente (MAD%) für die Durchmesserentwicklung von 4.3 für  $d_g$  und 4.7 für  $d_{100}$  an. Die Konzeption des Simulators erlaubt die flexible Ansteuerung von Durchforstungs- und Endnutzungsparametern und somit die Fortschreibung einer Ausgangssituation mit unterschiedlichen Behandlungsansätzen. Als Nachteil stehen dem die Beschränkung auf Reinbestände und das Fehlen eines Verjüngungsmoduls gegenüber.

Die für diese Untersuchung notwendigen Bewertungen der simulierten Bestandesentwicklungen können im Wesentlichen unmittelbar aufgrund der Ausgabeinformationen aus dem Simulator vorgenommen werden. Davon ausgenommen sind die erntekostenfreien Erlöse zur Quantifizierung des Inventars als Abtriebwert sowie der Zahlungsströme aus der Holznutzung. Beides findet Eingang in die Kapitalwertberechnung. Durch Parametrisierung einer Funktion gelingt es, den Holzerlös realitätsnah aufgrund des Brusthöhendurchmessers für mittlere Güten zu schätzen. Obwohl die verbuchten A-Holzanteile für Fichtenstammholz unter 4 % liegen, wäre die Einbeziehung unterschiedlicher Qualitäten eine lohnenswerte Weiterentwicklung, insbesondere wenn der längerfristige Effekt alternativer Bestandesbehandlungen untersucht werden soll. Dies setzt aber auch voraus, dass die Qualitätsentwicklung durch den Simulator entsprechend abgebildet wird, was derzeit noch nicht der Fall ist. Aus den benannten Gründen wurden in dieser Arbeit mittlere Qualitäten angenommen. Für die Schätzungen des Kohlenstoffvorrats konnte auf die allometrischen Gleichungen von und den von KNIGGE & SCHULZ (1966) angegebenen Biomasseanteilen des Kohlenstoffs zurückgegriffen werden. Mit diesen Angaben lässt sich die Inwertsetzung der Kohlenstoffspeicherfunktion unmittelbar für die Bestandesentwicklungen entsprechend den Ausgabeinformationen des Wachstumssimulators vornehmen.

Die hohe Zahl an Ausgangsbeständen und die Vielzahl an simulierten Behandlungsalternativen, mit denen diese für dreißig Jahre fortgeschrieben wurden, eröffnen kaum übersehbare Kombinationsmöglichkeiten. Diese treffen auf verschiedene Waldbewirtschaftungsziele, welche in unterschiedlichen Beziehungen zueinander stehen. Die Methode der Linearen Programmierung bietet hier eine Möglichkeit, die Entwicklungspfadauswahl zur Maximierung einer Zielgröße unter Berücksichtigung von Restriktionen vorzunehmen. Unter der Voraussetzung, dass die Ziele und Nebenbedingungen als objektivierte Kriterien formuliert werden, biete die Lineare Programmierung die Grundlage für eine operationale Planung.

Angewendet auf die Fichtenwälder Baden-Württembergs zeigt sich der bekannt hohe Einfluss der Zeitpräferenz auf den Kapitalwert. In Abhängigkeit der Zinsforderung variiert aber nicht allein der Zeitpunkt der getätigten Holznutzungen sondern auch die Einschlagshöhe. Diese während des Betrachtungszeitraums zu beschränken ist sowohl Sinne einer nachhaltigen Nutzung als auch den tatsächlichen Marktverhältnissen entsprechender, als die unbeschränkte Maximierung des Kapitalwerts aus Holznutzung. Es konnte gezeigt werden, dass die Beibehaltung gegenwärtiger Holzforderungen bei geringen Zinsfüßen nahe den unbeschränkten Lösungen liegen, jedoch bei hoher Zeitpräferenz zu deutlichen Einbußen, bis hin zu negativen Kapitalwerten führen. Die zusätzliche monetäre Berücksichtigung der Kohlenstoffspeicherung steht mindestens teilweise im Widerspruch zur Ertragsgenerierung aus der Holznutzung. Dies wird am Niveau des geplanten Einschlags unter Annahme verschiedener Zinsfüße und Preise für die gespeicherte Tonne Kohlenstoff deutlich. In dieser Arbeit zeigt sich, dass dieser Preis für die Inwertsetzung der Kohlenstoffspeicherung neben dem Zins darüber ausschlaggebend ist, durch welche Höhe des Verzichts auf Holzeinschlag letztlich ein höherer Kapitalwert resultiert. Die Einbeziehung naturschutzfachlicher Überlegungen in die Waldbewirtschaftungsziele macht deutlich, dass auch die Bewirtschaftungsart in wechselseitiger Abhängigkeit zu Zins und Holzforderung steht. Zwar lassen sich sowohl flächige als auch einzelbaumorientierte Nutzungsverzichte in gewissen Grenzen über den dreißigjährigen Betrachtungszeitraum hinweg kompensieren, doch wird anhand der ausgewählten Entwicklungspfade deutlich, dass dies nur durch Intensivierung der Bewirtschaftung auf der verbleibenden Restfläche realisierbar ist. Diese Intensivierung findet nicht allein Ausdruck in der notgedrungen höheren Holznutzung auf diesen Flächen, sondern auch in der Behandlungsart. Je höher der Nutzungsverzicht auf der einen Seite ausfällt, desto häufiger werden starke Auslesedurchforstungen und Kahls- bzw. Saumschlagsvarianten andererseits ausgewählt. Diese sind zeitlich flexibler wählbar als einmal begonnene Zieldurchmesserernten und können somit die Schwankungsbreite der Einschlagsmengen zwischen den Perioden auf die gesetzten Toleranzgrenzen drosseln.

Das gewählte Vorgehen bietet die Möglichkeit der flexiblen Anpassung an weitere Fragestellungen. So wäre es beispielsweise denkbar, die Nährstoffentzüge durch Holznutzung zu quantifizieren und entsprechende

Beschränkungen in das Planungsproblem aufzunehmen. Auch die Betrachtung der naturschutzfachlichen Zielsetzungen könnte durch Aufnahme weiterer Diversitätindizes ergänzt werden. Darüber hinaus ist die Untersuchung durch Einbeziehung weiterer Baumarten erweiterbar. Hier ist die Buche bereits in Bearbeitung.

## Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E.: Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Bd. Inst.f.Ertragskunde der Forstl.Forschungsanstalt München, München, 102 S., 1963.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT: Nationale Strategie zur biologischen Vielfalt. Reihe Umweltpolitik, 2007.  
[http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/biolog\\_vielfalt\\_strategie\\_nov07.pdf](http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/biolog_vielfalt_strategie_nov07.pdf)
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (Hrsg.): Die zweite Bundeswaldinventur – BWI<sup>2</sup>. Inventur- und Auswertungsmethoden zu den Bundeswaldinventur-Erhebungen 2001 bis 2002 und 1986 bis 1988. 2006. <http://www.bundeswaldinventur.de/media/archive/599.pdf>
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (Hrsg.): Die zweite Bundeswaldinventur – BWI<sup>2</sup>: das Wichtigste in Kürze. Bonn, 2004.
- DIETER, M.; ELSASSER, P.; KÜPPERS, J.-G.; SEINTSCH, B.: Rahmenbedingungen und Grundlagen für eine Strategie zur Integration von Naturschutzanforderungen in die Forstwirtschaft. Arbeitsbericht 2008/2 des Instituts für Ökonomie der Forst- und Holzwirtschaft, Johann Heinrich von Thünen-Institut, Hamburg, 36 S., 2008.  
[http://www.bfafh.de/bibl/pdf/oef\\_08\\_02.pdf](http://www.bfafh.de/bibl/pdf/oef_08_02.pdf)
- KNIGGE, W.; SCHULZ, H.: Grundriß der Forstbenutzung. Paul Parey Verlag, Hamburg und Berlin, 584 S., 1966.
- KUBLIN, E.: Einheitliche Beschreibung der Schriftform - Methoden und Programme - BDATPro. Forstwissenschaftliches Centralblatt 122 (3), 183-200 S., 2003.
- LANDESFORSTVERWALTUNG BADEN-WÜRTTEMBERG: Hilfstabellen für die Forsteinrichtung. Zusammengestellt für den Gebrauch in der Landesforstverwaltung. Ministerium für Ländlichen Raum, Ernährung Landwirtschaft und Forsten Baden-Württemberg. Stuttgart, 188 S., 1993.
- MAARIT, A.; KALLIO; I., MOISEYEV; A., SOLBERG, B.: The Global Forest Sector Model EFI-GTM — The Model Structure. Technical Report 15, European Forest Institute, Joensuu, Finland, 24 S., 2004.  
[http://www.efi.int/portal/virtual\\_library/publications/technical\\_reports/15/](http://www.efi.int/portal/virtual_library/publications/technical_reports/15/)
- MANTEL, W.: Waldbewertung: Einführung und Anleitung. BLV Verlagsgesellschaft, München. 343 S., 1982.
- PISTORIUS, T.; ZELL,J.; HARTEBRODT, C.: Untersuchungen zur Rolle des Waldes und der Forstwirtschaft im Kohlenstoffhaushalt des Landes Baden-Württemberg. FZKA-BWPLUS, Forschungszentrum Karlsruhe, Institut für Meteorologie und Klimaforschung Karlsruhe, 211 S., 2006.  
<http://bwplus.fzk.de/berichte/SBer/ZO3K23004SBer.pdf>
- SPEIDEL, G.: Forstliche Betriebswirtschaftslehre. Parey, Hamburg, 226 S., 1984.
- UNFCCC: Report of the Conference of the Parties on its Seventh Session, held at Marrakesh From 29 Oktober to 10 November 2001. FCCC/CP/2001/13/ADD.1, 69 S., 2002.
- WEISE, U.; KUBLIN, E.: Distanzunabhängiges Wachstummodell zur Optimierung der Behandlung von Fichtenbeständen. In: Tagungsband zur Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Versuchsanstalten 1997 in Grünberg (Hrsg.: S. E. i. D. V. F. Forschungsanstalten), 259-278 S., 1997.
- WEISE, U.; KUBLIN, E.: Modellierung langfristiger Wachstumsabläufe von Fichtenbeständen. AFZ-Der Wald 53, 422-423 S., 1998.
- WIRTH, Ch.; SCHUMACHER, J.; SCHULZE, E.-D.: Generic biomass functions for Norway spruce in Central Europe – a meta-analysis approach toward prediction and uncertainty estimation. Tree Physiology 24, 121-139 S., 2004.
- YUE, Ch.; KOHNLE, U.; HEIN, S.: Combining Tree- and stand-Level Models: A New Approach to Growth Prediction. Forest Science 54 (5), 553-566 S., 2008.

## Biomasse- und Elementgehalte im Unterwuchs – erste Ergebnisse für Flächen des Forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz

Wolff, B. \*; Bolte, A. \*\*; Bielefeldt, J. \*\*; Czajkowski, T. \*\*

\* Fachhochschule Eberswalde (FHE), Fachgebiet Wald und Umwelt, A.-Möller-Straße 1, 16225 Eberswalde

\*\* Johann Heinrich v. Thünen-Institut (vTI), Institut für Waldökologie und Waldinventuren,  
A.-Möller-Straße 1, 16225 Eberswalde

### 1 Einleitung

Das Forstliche Umweltmonitoring ist ein Verfahren der ergebnisoffenen Umweltbeobachtung, welches in den deutschen Wäldern zur nachhaltigen Sicherung der Waldfunktionen durchgeführt wird. Bei Fragen zur Biomasseproduktion und Standortsnachhaltigkeit sowie für Stoffhaushaltsuntersuchungen werden Daten des Forstlichen Umweltmonitorings zunehmend nachgefragt und ausgewertet (WILPERT ET AL. 2006; MEIWES ET AL. 2007; SEIDLING ET AL. 2007).

Für Elementgehalte in Baumkompartimenten liegt bereits eine umfangreiche Auswertung auf Grundlage von Literaturdaten vor (JACOBSEN ET AL. 2003). Wie aktuelle Arbeiten von BOLTE ET AL. (2004) sowie SCHMIDT (2000) zeigen, ist auch die Bodenvegetation in der Lage, erhebliche Mengen an oberirdischer Biomasse zu bilden ( $> 4200 \text{ kg/ha}$ ) und in der Pflanzensubstanz sogar bis zu 30% der gesamten oberirdischen Nährelementvorräte zu binden. Dies betrifft insbesondere Wälder mit gestörter Bestandesstruktur oder abnehmender Vitalität der Baumschicht (BONIFACIO ET AL. 2005, PALVIAINEN ET AL. 2005). Im Rahmen des F/E-Projektes „Biomasse- und Elementvorräte der Bodenvegetation auf Flächen des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz (BZE, EU Level II)“ wurden daher die Biomasse- und Elementvorräte der Bodenvegetation auf Monitoringflächen in Rheinland-Pfalz mit Hilfe des Modells PhytoCalc geschätzt (BOLTE 2006). Dieses Schätzverfahren wurde bereits in die aktuelle Arbeitsanleitung des Forstlichen Umweltmonitorings (hier: BZE-Anleitung, BMELV 2006) übernommen.

Ausgenommen von Biomasse- und Elementuntersuchungen im Rahmen des Forstlichen Umweltmonitorings wurden jedoch bisher der verholzte Unterwuchs (Baumarten- und Strauch-Jungwuchs bis BHD  $< 7 \text{ cm}$ ), für welche noch keine Modellansätze bestehen. Auch deutschlandweit existieren für dieses Kompartiment keine verlässlichen Schätzverfahren, obwohl zu vermuten ist, dass dem Unterwuchs im Rahmen von Stoffhaushaltsuntersuchungen eine bedeutsame Rolle als Nährelementspeicher beizumessen ist. Da die Biomasseentwicklung sowie die Nährstoffaufnahme und -abgabe des Unterwuchses zeitlich und räumlich sehr differenziert ablaufen können (RODENKIRCHEN ET AL. 1995, SCHULZE ET AL., im Druck), sind Langzeitbeobachtungen wie das Forstliche Umweltmonitoring eine gute Basis für derartige Erhebungen. Sie müssen jedoch um zerstörungsfreie Verfahren mit der erforderlichen räumlich-zeitlichen Auslösung erweitert werden.

Ziel einer im Sommer 2007 auf Flächen des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz durchgeföhrten Pilotstudie war daher, erste Modelle für die Schätzung der oberirdischen Phytomasse- und Elementvorräte ausgewählter Gehölzpflanzen des Unterwuchses von Wäldern zu bestimmen. Dabei wurde einerseits methodisch dem PhytoCalc-Ansatz gefolgt, der sich an der Deckungsgradsumme der Unterwuchsarten orientiert. Andererseits erfolgten aber auch einzelbaumweise Untersuchungen.

Die ersten, noch unvollständigen Ergebnisse dieser einzelbaumweisen Untersuchungen sollen nachfolgend primär im Hinblick auf die angewandten Methoden vorgestellt werden. Dies geschieht v.a. mit der Intention, Erfahrungen bei der Gewinnung und Analyse des Probenmaterials weiter zu geben sowie andererseits eventuell bei anderen Erhebungen aufgenommene, also unabhängige Datensätze zur gemeinsamen Validierung der Ergebnisse und Weiterentwicklung der Methoden zu gewinnen.

### 2 Untersuchungsstandorte

Die Analysen konzentrierten sich auf die bundesweit typischen Hauptbaumarten Buche (*Fagus sylvatica L.*), Eiche (*Quercus robur L.*, *Q. petraea (Mattuschka) Liebl.*), Fichte (*Picea abies (L.) Karst.*), Kiefer (*Pinus sylvestris L.*), sowie die bedeutsamen Nebenbaumarten und Sträucher Hängebirke (*Betula pendula Roth*), Bergahorn (*Acer pseudoplatanus L.*), Gemeine Esche (*Fraxinus excelsior L.*), Schwarzer Holunder (*Sambucus nigra L.*), Faulbaum (*Frangula alnus Miller*), Besenginster (*Cytisus scoparius (L.) Link*) und Eberesche (*Sorbus aucuparia L.*), welche auf insgesamt 46 Probennahmeflächen mit möglichst breiter räumlicher und standörtlicher Speitung ausgewählt wurden. Die Standortsklassifikation erfolgte hierbei durch die forstliche Standortskartierung Rheinland-Pfalz. In die Untersuchungen fließen insgesamt Daten von 6 reichen, 3 reich-mittleren, 19 mittleren, 6 mittel-armen sowie 12 armen Standorten ein. Für die weitere Auswertung wurden diese anhand der vorliegenden Standorts- und Bestockungsmerkmale zu nur drei Klassen reich, mittel und arm verdichtet. Bewusst wurden mehr Standorte der mittleren Trophiestufe ausgewählt, um ein für Rheinland-Pfalz typisches Ergebnis zu erhalten.

### 3 Material und Methoden

#### 3.1 Probennahmeverfahren

Die Probennahme wurden im August 2007 durchgeführt. Für die Einzelbaumerhebungen wurden je Art mindestens 4 Standorte (2 mittlere und jeweils ein guter bzw. mäßiger/schlechter) beprobt. Die Probennahme erfolgte nach Höhenklassen (0-20 cm, 20-50 cm, 50-100 cm, 100-300 cm, >300 cm bis BHD<7cm) getrennt. Je Höhenklasse wurden mindestens 6 Individuen beprobt, sodass i.d.R. mehr als 30 Pflanzen für die Modellberechnungen zur Verfügung standen. Wie bereits beschrieben, wurde versucht, durch die Vorauswahl eine möglichst breite Standortsamplitude zu berücksichtigen. Außerdem wurde bei der Auswahl vor Ort eine möglichst gleichmäßige Verteilung der Bäumchen über unterschiedliche Deckungsgradstufen (20% Klassen) realisiert. Von jedem einzeln beprobenen Gehölz wurden (soweit dies die Höhenklasse zuließ) als individuelle Kennwerte der Wurzelhalsdurchmesser (D0 bzw. D(WHD)), der Durchmesser in 50 cm Höhe (D0,5), der Durchmesser in 1,3 m Höhe (D1,3 bzw. BHD), der Durchmesser am Kronenansatz (DKRA), der Durchmesser im oberen Kronendrittel (DKr3), die Höhe (H), die Sprosslänge (L), die Kronenansatzhöhe (hKRA) sowie die Kronenbreite (max. Breite sowie Breite in 90° dazu) aufgenommen. Außerdem wurde der Deckungsgradanteil der Baumart und Höhenklasse ermittelt sowie die Gesamtdeckung des Unterwuchses auf der Untersuchungsfläche geschätzt. Nach der Erfassung der individuellen Kenngrößen wurden die Gehölzpflanzen beprobt. Für Pflanzen < 1 m wurden die beiden Kompartimente „Stamm+Äste“ jeweils mit Rinde“ sowie „Nadeln / Blätter“ gebildet. Pflanzen > 1 m wurden in drei Kompartimente unterteilt: „Stamm mit Rinde“, „Äste mit Rinde“ sowie „Nadeln / Blätter“.

Die Beurteilung der Gehölzpflanzen mit im Mittel unter 1 m Höhe für die PhytoCalc-Modellierung erfolgte in drei bis vier 1 m<sup>2</sup>-Quadranten je Standort, die in die ausgewählten Bestände unterschiedlicher Trophie und Deckungsgrade platziert wurden. Nach einer fotografischen Aufnahme der gerahmten Fläche wurde von jeder untersuchten Gehölzart okular der prozentuale Deckungsgrad (Bodenbedeckung) sowie die mittlere gestreckte Länge der oberirdischen Sprossachse von mindestens 20 Individuen erfasst. Anhand der digitalen Fotos wurden die im Gelände geschätzten Deckungsgrade nachträglich mittels Rasterbonituren objektiviert (vgl. BOLTE 1999; WOLFF ET AL. 2008). Bei der Beurteilung zur PhytoCalc-Modellierung wurden sämtliche Individuen der untersuchten Baum- und Strauchartverjüngung erdbodengleich abgeschnitten.

Alle Pflanzenproben wurden schnellstmöglich vorgetrocknet, um mögliche Umsetzungsprozesse zu verhindern.

#### 3.2 Biomasse- und Elementbestimmung

Die Bestimmung des Trockengewichtes erfolgte nach Trocknung der Proben bei 80°C über 72 h bis zur Gewichtskonstanz - getrennt nach Kompartimenten - mittels Präzisionswaagen auf 0,00 g genau.

Anschließend wurde ein aliquoter Teil der trockenen Pflanzensubstanz aus verschiedenen Höhenklassen nach Standorten, Arten und Kompartimenten getrennt als Mischprobe fein gemahlen und homogenisiert. Hierfür wurden je Baumart die Nadeln bzw. Blätter getrennt nach Höhen- (HK 1 bis 5) und Trophieklassen (arm – reich) von Hand zerkleinert und anschließend gemischt. Für die Laboranalyse konnten je Standortsklasse Mischproben der Höhenklasse 1-3 (Gehölze < 1 m) bzw. 4-5 (Gehölze > 1m) gebildet, wobei jeweils gleiche Anteile aus den verschiedenen Höhenklassen in die Mischprobe eingehen. Bei Gehölzen < 1m wurden die verholzten Pflanzenteile zusammengefasst bearbeitet, anschließend wurden je Art, Höhen- und Standortsklasse aliquote Mischproben gebildet. Für Gehölze > 1m erfolgte zusätzlich eine Trennung der holzigen Pflanzensubstanz in Seitentriebe und Stämmchen. Die Verarbeitung der Triebproben erfolgte dann analog dem Schema der Gehölze < 1 m. Zur Beprobung der Stammsubstanz wurden von jedem Einzelbaum gleichmäßig über den Stamm verteilt Spanproben mittels einer Säge oder Raspel genommen. Diese wurden je dann aliquot für die beiden Höhenklasse zu Mischproben je Art und Standortsklasse vereinigt. Mittels Ultrazentrifugalmühle wurden die Mischproben (je 60 g; ca. 2 Filmdosen) zu analysefeinem Material weiter aufbereitet. Anschließend erfolgte die Bestimmung der Gehalte an Kohlenstoff und Stickstoff in einer Teilprobe am Elementanalysator. Die Konzentration der Nährelemente (K, Ca, Mg, P, S) wurde nach einem Salpetersäure-Druckaufschluss der verbliebenen Teilprobe (KÖNIG U. FORTMANN 1996) am Plasmaspektrometer (ICP-AES) ermittelt.

Insgesamt standen für die Biomasseschätzungen am Einzelbaum 315 Proben zur Verfügung sowie 133 Laborproben mit Ergebnissen der Elementanalysen.

#### 4 Elementgehalte

Zunächst wurde der Frage nachgegangen, wie hoch jeweils die mittleren Elementgehalte in den Gesamtpflanzen des Unterwuchses anzusetzen sind bzw. inwiefern relevante Unterschiede für Höhen- oder Standortsklassen vorliegen. Die mittleren Elementgehalte sind hierfür aus den Konzentrationsmitteln der einzelnen Pflanzenkompartimente (<1 Meter Höhe: Blätter, Stamm+Äste, >1 Meter Höhe: Stamm, Äste, Pflanzen) gewichtet mit ihren mittleren Biomasseanteilen berechnet worden. In einem zweiten Schritt wurde untersucht, wie sich die Elementgehalte der verschiedenen Kompartimente der Pflanzen (Assimilationsorgane, Äste, Stämmchen) unterscheiden.

Zusammengefasst ist feststellbar (vgl. Tab.1 und Tab.2), dass

- a) für alle untersuchten Elemente baumartenspezifische Elementgehalte deutlich werden
- b) sich die mittleren Elementgehalte in den beiden Höhenklassen i.d.R. deutlich unterscheiden (Ausnahme Ca). Die geringeren Gehalten in der größeren Höhenklasse sind dabei vermutlich das Resultat der geringeren Rindenanteile (vgl. JACOBSEN ET AL. 2003).
- c) die Standortstrophe (reich, mittel und arm) sich bei einigen Elementen (C, N, Ca, Mg) kaum, bei anderen Elementen (K, P, S) z.T. nicht gleichgerichtet auf die Gehalte in den Gesamtpflanzen auswirkt.
- d) wie zu erwarten, sich i.d.R. die höchsten Elementgehalte in den Assimilationsorganen, gefolgt von Trieben und Stamm befinden (Ausnahme C).

Tab.1: Elementgehalte getrennt nach Baumart und Standortsklasse (gewichtet); Gehölze < 1m

Bart	STO relBart	C Blatt (mg/g)	C Trieb (mg/g)	C Baum (mg/g)	N Blatt (mg/g)	N Trieb (mg/g)	N Baum (mg/g)	Ca Blatt (mg/g)	Ca Trieb (mg/g)	Ca Baum (mg/g)	K Blatt (mg/g)	K Trieb (mg/g)	K Baum (mg/g)	Mg Blatt (mg/g)	Mg Trieb (mg/g)	Mg Baum (mg/g)	P Blatt (mg/g)	P Trieb (mg/g)	P Baum (mg/g)	S Blatt (mg/g)	S Trieb (mg/g)	S Baum (mg/g)
Bah	a	106,8	373,5	480,3	4,588	4,533	9,121	3,659	3,978	7,637	2,468	2,568	5,035	1,068	0,852	1,920	0,529	0,601	1,130	0,843	0,396	1,240
	m	118,8	360,5	479,2	5,985	6,305	12,290	2,681	5,498	8,179	2,960	3,984	6,944	1,020	1,109	2,129	0,490	0,816	1,306	0,498	0,560	1,058
	r	123,1	354,0	477,1	6,382	5,065	11,447	3,452	5,468	8,920	3,558	3,543	7,102	0,908	0,774	1,683	0,665	0,678	1,343	0,688	0,548	1,237
	Summe	116,1	362,8	478,9	5,620	5,309	10,953	3,276	4,997	8,245	2,976	3,375	6,360	1,004	0,912	1,911	0,560	0,699	1,260	0,682	0,503	1,178
Bi	a	209,4	291,7	501,1	10,336	3,746	14,083	3,141	2,078	5,220	4,596	1,914	6,510	1,148	0,320	1,468	0,680	0,350	1,031	0,701	0,248	0,949
	m	179,0	323,1	502,1	8,085	4,185	12,270	2,261	1,979	4,240	3,925	2,695	6,620	1,043	0,411	1,454	0,903	0,590	1,493	0,554	0,283	0,837
	Summe	197,1	304,7	501,6	9,310	3,930	13,176	2,721	2,019	4,730	4,323	2,270	6,565	1,114	0,361	1,461	0,819	0,461	1,262	0,634	0,263	0,893
Bu	a	95,5	395,0	490,5	4,680	5,402	10,283	1,429	3,910	5,339	1,089	1,962	3,051	0,458	0,605	1,063	0,242	0,451	0,693	0,332	0,364	0,695
	m	106,8	388,0	494,8	5,792	5,836	11,627	1,697	4,045	5,742	1,593	2,622	4,215	0,507	0,577	1,083	0,306	0,647	0,954	0,388	0,372	0,760
	r	86,0	410,2	496,2	4,511	6,574	11,084	1,439	4,835	6,274	1,324	2,238	3,562	0,572	1,140	1,712	0,285	1,168	1,452	0,303	0,384	0,687
	Summe	92,3	401,6	493,8	4,856	5,993	10,998	1,464	4,301	5,785	1,283	2,301	3,609	0,498	0,777	1,286	0,268	0,759	1,033	0,327	0,377	0,714
EbEs	a	78,6	403,3	482,0	3,348	5,578	8,927	1,975	3,998	5,974	1,888	2,934	4,802	0,787	0,894	1,681	0,214	0,564	0,778	0,193	0,375	0,568
	m	81,2	401,0	482,2	3,403	5,548	8,951	2,157	4,411	6,568	2,791	2,967	5,758	0,872	1,078	1,950	0,293	0,713	1,006	0,189	0,355	0,544
	r	-*	-*	-*	-*	-*	-*	5,645	2,235	7,880	6,385	1,691	8,076	1,655	0,547	2,202	0,761	0,387	1,148	0,739	0,192	0,931
	Summe	81,2	400,8	482,1	3,431	5,545	8,939	2,048	4,027	6,807	2,309	2,893	6,212	0,752	0,957	1,944	0,259	0,638	0,977	0,214	0,349	0,681
Ei	a	163,9	322,7	486,6	7,826	4,893	12,719	00	4,146	4,146	3,372	2,314	5,685	0,879	0,530	1,409	0,584	0,305	0,889	0,465	0,323	0,788
	m	284,2	197,3	481,5	13,433	2,821	16,254	5,772	3,015	8,787	6,125	1,708	7,834	1,442	0,337	1,779	1,043	0,295	1,338	0,831	0,198	1,029
	r	163,1	318,6	481,7	7,829	4,571	12,401	2,430	3,903	6,333	4,323	2,909	7,232	0,703	0,664	1,366	0,824	0,509	1,334	0,550	0,319	0,869
	Summe	240,2	243,5	483,3	11,449	3,555	13,791	2,807	3,279	6,422	5,495	2,024	6,917	1,180	0,441	1,518	0,984	0,327	1,187	0,731	0,244	0,896
Es	a	174,0	299,4	473,5	6,252	3,651	9,903	7,098	3,733	10,831	4,285	3,531	7,816	2,628	0,608	3,236	0,423	0,407	0,830	1,165	0,358	1,522
	m	103,2	377,6	480,8	5,597	5,786	11,384	5,070	5,134	10,203	3,082	5,371	8,453	1,532	0,816	2,347	0,292	0,602	0,894	0,662	0,637	1,298
	r	155,8	324,2	479,9	9,507	5,541	15,048	5,252	3,484	8,736	4,983	4,791	9,773	2,098	0,853	2,951	0,607	0,752	1,360	0,985	0,504	1,489
	Summe	119,0	360,2	478,1	6,009	5,357	12,112	4,895	4,420	9,923	3,434	4,899	8,681	1,721	0,819	2,845	0,364	0,633	1,028	0,771	0,533	1,437
Faulb	a	148,3	338,0	486,3	8,375	3,531	11,906	3,745	3,501	7,245	6,016	2,217	8,233	0,907	0,594	1,502	0,899	0,479	1,379	0,585	0,224	0,809
	m	141,8	346,4	488,2	7,841	3,186	11,027	3,139	2,451	5,590	7,057	2,294	9,350	1,184	0,672	1,856	0,576	0,338	0,914	0,554	0,200	0,764
	Summe	145,1	342,2	487,3	8,108	3,360	11,466	3,438	2,981	6,418	6,552	2,255	8,792	1,049	0,633	1,679	0,735	0,409	1,146	0,570	0,212	0,782
Fi	a	212,9	300,6	513,5	6,810	5,545	12,356	2,849	1,993	4,842	1,695	1,626	3,321	0,521	0,437	0,958	0,525	0,520	1,044	0,419	0,289	0,708
	m	204,7	311,4	516,1	6,732	4,793	11,524	2,694	2,116	4,810	1,511	1,924	3,435	0,578	0,538	1,117	0,421	0,480	0,901	0,400	0,288	0,687
	Summe	208,5	306,3	514,8	6,762	5,179	11,940	2,766	2,057	4,826	1,600	1,775	3,378	0,549	0,488	1,037	0,472	0,501	0,973	0,409	0,289	0,698
Ginst	a	26,5	476,8	503,3	2,042	14,375	16,416	0,362	1,555	1,917	0,587	5,804	6,391	0,130	1,253	1,383	0,086	0,758	0,844	0,099	0,937	1,036
	m	62,1	422,5	484,6	5,635	12,983	18,618	1,410	1,532	2,942	1,288	5,745	7,033	0,590	1,530	2,120	0,243	0,776	1,019	0,268	0,701	0,970
	r	-*	395,3	-*	-*	13,299	-*	1,471	2,294	3,765	3,887	6,347	10,234	1,180	1,229	2,409	0,330	0,786	1,116	0,368	0,707	1,074
	Summe	38,9	450,9	493,9	3,265	14,195	17,517	0,691	1,900	2,875	1,137	6,274	7,886	0,363	1,404	1,971	0,142	0,812	0,993	0,159	0,815	1,027
Holu	m	269,2	145,1	414,3	34,521	7,221	41,741	10,601	2,544	13,146	28,637	10,686	39,323	6,313	0,909	7,222	1,885	0,528	2,413	2,168	0,401	2,568
	r	128,1	327,9	455,9	11,842	7,604	19,446	3,420	1,994	5,414	14,941	10,783	25,724	3,282	1,559	4,840	0,799	0,998	1,797	0,962	0,630	1,593
	Summe	236,3	190,2	435,1	26,077	6,802	30,594	7,809	2,187	9,280	26,356	9,922	32,523	5,799	1,040	6,031	1,564	0,633	2,105	1,840	0,441	2,081
Ki	a	153,9	354,9	508,8	4,854	4,503	9,357	0,938	2,326	3,264	2,108	2,236	4,344	0,335	0,615	0,950	0,310	0,396	0,706	0,321	0,390	0,711

\*

Nicht genügend Probenmaterial für die Analyse

Tab. 2: Elementgehalte getrennt nach Baumart und Standortsklasse (gewichtet); Gehölze &gt; 1m

Bart	STO relBart	C Blatt (mg/g)	C Trieb (mg/g)	C Baum (mg/g)	N Blatt (mg/g)	N Trieb (mg/g)	N Baum (mg/g)	Ca Blatt (mg/g)	Ca Trieb (mg/g)	Ca Baum (mg/g)	K Blatt (mg/g)	K Trieb (mg/g)	K Baum (mg/g)	Mg Blatt (mg/g)	Mg Baum (mg/g)	P Blatt (mg/g)	P Trieb (mg/g)	P Baum (mg/g)	S Blatt (mg/g)	S Trieb (mg/g)	S Baum (mg/g)	
Bah	a	49,0	49,6	370,0	468,5	2,532	0,784	4,421	7,737	1,537	0,700	4,584	6,821	1,525	0,516	2,290	4,332	0,544	0,132	0,702	1,378	0,221
	m	97,7	118,6	258,8	475,1	5,269	2,137	3,453	10,859	2,892	1,757	3,086	7,735	2,542	1,352	2,583	6,477	1,210	0,412	0,556	2,178	0,390
	r	44,6	37,0	386,8	468,4	2,392	0,670	5,287	8,350	1,510	0,748	8,376	10,635	1,494	0,425	2,834	4,754	0,313	0,073	0,589	0,976	0,208
	Summe	68,7	77,5	75,1	470,7	3,646	1,342	0,975	8,982	2,170	1,269	1,149	8,397	2,073	0,860	0,588	5,188	0,698	0,210	0,139	1,511	0,301
Bi	a	76,0	120,0	304,1	500,1	3,713	1,762	2,820	8,294	1,419	0,971	2,315	4,705	1,563	0,708	1,176	3,447	0,434	0,139	0,251	0,824	0,264
	m	86,5	161,6	259,6	507,7	3,961	2,164	2,614	8,739	1,335	1,034	1,692	4,061	1,566	1,025	1,084	3,676	0,397	0,188	0,210	0,795	0,287
	Summe	81,3	141,3	139,1	503,9	3,846	1,984	1,346	8,517	1,385	1,024	0,982	4,383	1,571	0,865	0,560	3,561	0,418	0,164	0,113	0,810	0,276
Bu	a	30,6	134,7	318,2	483,4	1,632	1,861	3,005	6,498	1,496	1,307	1,955	3,731	0,439	0,664	1,333	2,435	0,145	0,216	0,294	0,655	0,081
	m	60,9	146,7	291,7	499,3	3,373	2,104	1,935	7,412	0,993	1,504	1,767	4,264	0,921	0,831	1,207	2,958	0,342	0,229	0,254	0,825	0,175
	r	58,7	134,7	290,7	484,0	3,194	1,997	2,501	7,692	1,005	1,907	2,105	5,016	0,880	0,668	1,414	2,962	0,326	0,223	0,282	0,831	0,177
	Summe	45,7	138,5	133,3	488,9	2,486	1,984	1,093	7,201	0,743	1,574	0,863	4,337	0,677	0,718	0,585	2,785	0,242	0,223	0,123	0,770	0,130
EbEs	a	41,2	106,3	337,7	485,2	1,849	1,592	3,505	6,946	1,356	1,380	5,735	8,471	1,062	0,771	1,571	3,404	0,330	0,242	0,486	1,058	0,177
	m	53,4	139,1	299,6	492,1	2,144	2,449	3,658	8,251	1,576	1,596	4,399	7,570	1,243	1,329	1,280	3,852	0,540	0,417	0,568	1,525	0,141
	r	23,4	98,1	371,2	492,7	1,014	1,550	3,383	5,947	0,526	1,150	4,633	6,308	1,160	1,075	1,672	3,907	0,160	0,222	0,598	0,979	0,069
	Summe	45,5	120,9	119,2	490,0	1,946	1,950	1,259	7,048	1,288	1,459	1,752	7,450	1,491	1,118	0,533	3,721	0,379	0,304	0,197	1,188	0,149
Ei	a	54,4	126,3	306,3	486,9	2,794	1,703	3,773	8,270	1,175	1,716	2,891	9,038	1,028	1,743	3,709	0,245	0,204	0,616	1,065	0,175	
	m	39,4	141,0	301,1	481,4	2,127	2,342	3,519	7,988	0,734	2,129	5,191	8,054	0,746	1,208	1,817	3,771	0,167	0,309	0,611	1,087	0,171
	r	61,1	82,3	335,9	479,3	2,644	0,886	2,868	6,397	2,451	2,196	7,603	12,249	1,269	0,793	2,935	4,997	0,349	0,154	0,583	1,086	0,227
	Summe	45,9	130,8	129,6	482,6	2,276	1,783	1,406	7,552	1,225	2,410	1,714	7,731	0,870	1,148	0,883	4,159	0,221	0,247	0,250	1,079	0,173
Es	a	68,1	69,1	336,5	473,7	4,475	1,179	3,401	9,054	3,397	1,193	4,052	8,643	2,720	1,446	3,069	7,234	0,960	0,190	0,450	1,600	0,267
	r	47,8	108,3	323,7	479,7	2,792	1,785	3,715	8,292	2,376	1,676	4,051	1,003	1,655	3,268	5,926	0,846	0,314	0,567	1,727	0,201	
	Summe	61,4	82,5	80,0	476,7	3,810	1,384	0,864	8,673	3,058	1,351	0,480	6,347	1,865	1,494	0,769	6,580	0,978	0,233	0,124	1,663	0,249
Faulb	a	116,5	249,0	131,8	497,3	7,649	5,393	0,854	13,896	2,676	2,371	1,503	6,549	4,230	1,412	0,444	6,086	0,859	0,548	0,231	1,637	0,590
	m	72,7	105,6	317,1	495,4	4,230	1,295	2,054	7,578	1,557	0,867	2,711	5,136	2,101	0,691	1,178	3,970	0,316	0,191	0,417	0,924	0,242
	Summe	86,8	151,9	148,0	496,4	5,370	2,577	0,959	10,737	1,925	1,347	1,477	5,842	2,827	0,927	0,524	5,028	0,507	0,304	0,227	1,280	0,364
Fi	a	146,9	173,4	190,1	510,4	4,759	3,173	1,062	8,893	2,469	1,258	1,048	4,774	1,550	0,923	0,585	3,058	0,377	0,245	0,156	0,778	0,322
	m	185,3	148,2	174,6	508,1	6,777	2,298	1,476	10,551	2,247	0,964	0,899	4,109	1,875	1,016	0,664	3,555	0,478	0,245	0,192	0,915	0,420
	Summe	164,6	161,8	154,4	509,3	5,672	2,735	1,085	9,772	2,384	1,113	0,822	4,442	1,701	0,985	0,531	3,307	0,423	0,248	0,148	0,846	0,367
Ginst	a	31,6	457,1		488,7	2,735	13,088		15,823	0,807	1,866		2,673	0,488	3,471		3,959	0,271	1,184		1,455	0,114
	m	29,5	195,5	258,7	483,7	3,091	6,495	4,580	14,166	0,705	0,881	0,915	2,501	0,762	2,646	2,576	5,984	0,205	0,617	0,745	1,568	0,130
	Summe	30,6	322,7	317,4	486,2	2,922	9,981	5,619	14,995	0,754	1,386	1,122	2,587	0,631	3,409	3,160	4,972	0,237	0,927	0,914	1,511	0,122
Holu	m	50,4	84,9	347,1	482,4	4,147	2,628	7,629	14,404	1,169	0,740	2,629	4,537	3,541	4,136	6,887	14,564	1,155	0,551	1,985	3,692	0,264
	r	42,1	144,8	302,1	489,0	4,752	4,626	6,092	15,470	1,516	0,967	2,778	5,261	4,135	3,811	5,020	12,966	1,094	0,772	1,451	3,317	0,204
	Summe	44,8	126,2	130,8	485,7	4,361	3,968	2,755	14,937	1,322	0,969	1,098	4,899	3,764	4,713	2,383	13,765	1,095	0,745	0,688	3,504	0,226
Ki	a	109,2	99,9	301,5	510,6	3,292	1,151	2,418	6,861	0,751	0,562	1,924	3,237	1,499	0,593	1,373	3,465	0,177	0,119	0,376	0,672	0,236
	m	155,0	120,8	233,2	509,0	4,148	1,304	1,969	7,421	1,222	0,635	1,666	3,522	2,073	0,925	1,527	4,526	0,233	0,151	0,352	0,736	0,333
	Summe	126,6	107,8	107,7	509,8	3,603	1,203	0,886	7,141	0,935	0,586	0,728	3,380	1,716	0,732	0,598	3,995	0,198	0,131	0,148	0,704	0,273

## 5 Biomassemodellierung

### 5.1 Allometrische Beziehungen

Für die untersuchten Baumarten wurden verschiedene allometrische Beziehungen zwischen den aufgenommenen individuellen Kenngrößen bestimmt. Ziel dieser Untersuchungen war v.a. die Identifizierung von geeigneten Eingangsgrößen für die anschließende Modellierung der individuellen Biomassen der untersuchten Gehölze. Überdies ist die Ermittlung z.B. der Beziehung von Höhe zu Sprosslänge nützlich, um gemessene Baumhöhen auch für die Biomasse- und Elementvorratsmodellierung mit Hilfe der PhytoCalc-Modelle zu verwenden (hier wird als Eingangsgröße die Sprosslänge verlangt). Nicht zuletzt lassen sich durch die allometrischen Beziehungen effiziente Plausibilitätsprüfungen des Datenmaterials durchführen.

Für jede Baumart wurden die in Abb.1 exemplarisch für die Baumart „Bergahorn“ aufgeführten Beziehungen berechnet. Sämtliche Beziehungen sind im Abschlussbericht des Forschungsprojektes aufgeführt (WOLFF ET AL. 2008). Für die Baumart Bergahorn zeigt sich eine enge Beziehung zwischen Sprosslänge und Höhe. Der Wurzelhalsdurchmesser (WHD bzw. d0) ist eng korreliert mit den anderen Durchmesserkennwerten, wobei die Beziehung mit zunehmender Höhe, d.h. zunehmender Entfernung vom Wurzelhals generell abnimmt (Ausnahme: Durchmesser im Bereich des Kronenansatzes). Mit Ausnahme des Kronenansatzes korrespondieren auch die Kronenkennwerte deutlich mit dem WHD bzw. BHD. Für die geplanten Modellberechnungen zur Biomasse bzw. Elementgehalte lässt sich somit schließen, dass die Höhe, der Wurzelhalsdurchmesser und – beim Bergahorn auch bei größeren Individuen – eventuell auch der Kronenansatz vermutlich die besten Eingangsgrößen für die Schätzung darstellen werden.

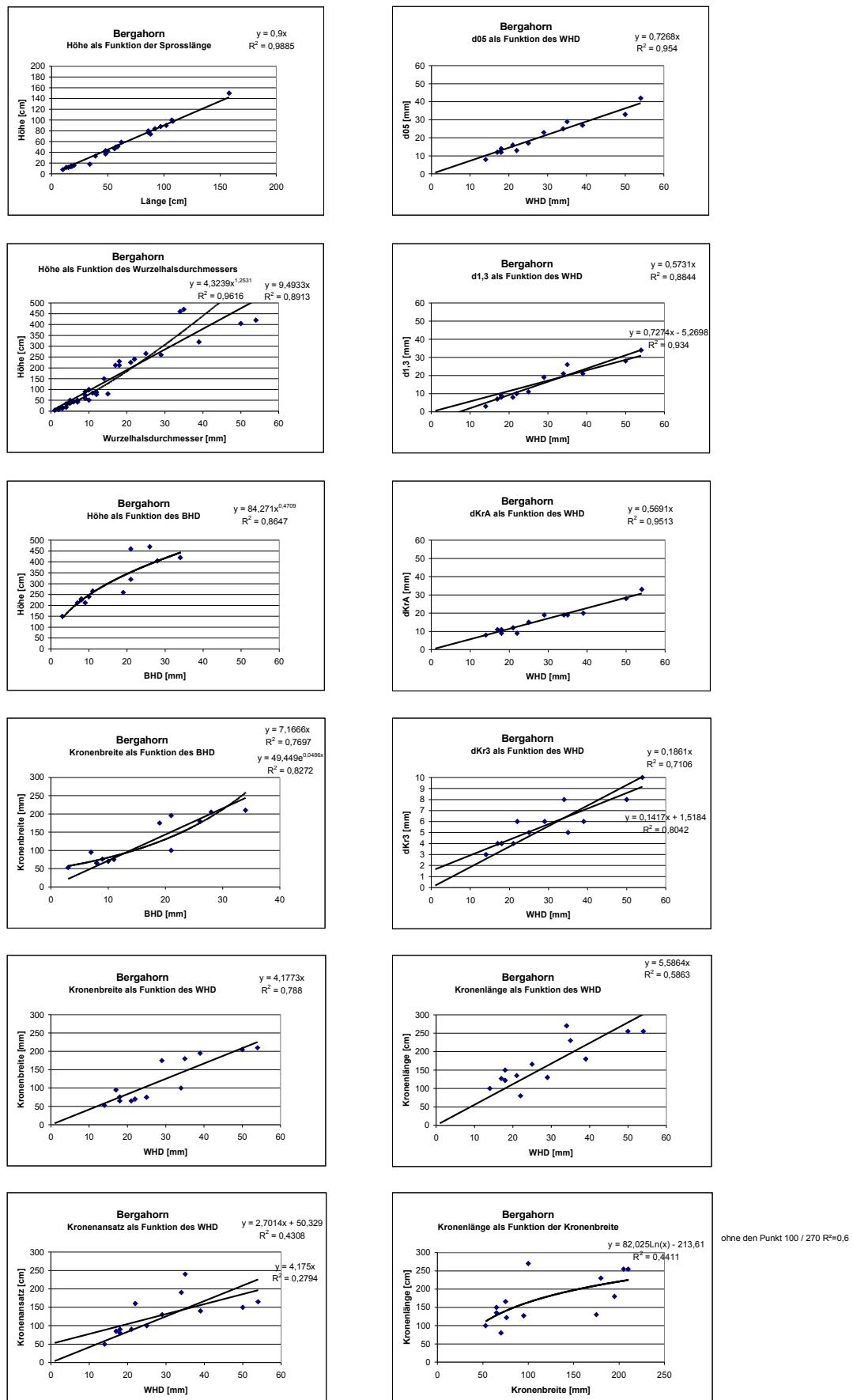


Abb. 1: Allometrische Beziehungen, Beispiel Bergahorn (Einzelbaummodell)

Analoge Schlüsse wurden auch für die anderen Baumarten gezogen. Tabelle 3 gibt eine Übersicht über das Ausmaß der Beziehungen zwischen den individuellen Kennwerten. Generell, d.h. bei allen Gehölzarten gut ineinander umrechnen, lassen sich Höhe bzw. Länge der untersuchten Individuen (Bestimmtheitsmaße zwischen 0,97 und 0,99). Auch zwischen der Höhe der Stämmchen und dem Wurzelhalsdurchmesser bestehen gehölzspezifisch unterschiedliche aber immer noch gute Beziehungen ( $R^2$ -Werte zwischen 0,79 und 0,96). Erwartungsgemäß sind die  $R^2$ -Werte für die Ginstersträucher am niedrigsten, jedoch ist auch bei den untersuchten Kiefern eine relative starke Variabilität zu verzeichnen. Wie für den Bergahorn gezeigt, gilt auch im allgemeinen, dass die Stärke der Beziehung zwischen dem WHD und den übrigen Durchmesserwerten mit zunehmender Höhe, d.h. zunehmender Entfernung vom Wurzelhals tendenziell abnimmt. Durch gut korrespondierende Werte im Bereich des WHD und des Kronenansatzes wird dieser Trend jedoch für die Baumarten Bergahorn, Eberesche, Esche, Faulbaum, Fichte und Kiefer unterbrochen. Geringe Korrelationen zum WHD indizieren – mit Ausnahme der Baumart Esche – die Kronenansatzhöhe sowie für die Baumart Kiefer auch die Kronenlänge als sinnvolle Eingangsgrößen für die Modellbildung.

Tab. 3: Bestimmtheitsmaße ( $R^2$ ) der untersuchten allometrischen Beziehungen zwischen Baumdimensionsmaße für Einzelbäume (~Mittelwert aus verschiedenen möglichen Ausgleichsfunktionen; vgl. WOLFF ET AL. 2008, Anhang 1)

Baumart	$H=f(L)$	$H=f(d0)$	$KB=f(d0)$	$KRA=f(d0)$	$d0,5=f(d0)$ $d1,3=f(d0)$ $dKRA=f(d0)$ $dKR3=f(d0)$	$KL=f(d0)$	$KL=f(KB)$	Bemer-kungen
<b>Bah</b>	0,99	~0,93	0,79	0,51	0,95 0,88 0,95 0,71	0,59	~0,5	
<b>Bi</b>	0,99	0,96	0,43	0,52	0,91 0,89 0,74 0,70	0,82	0,56	
<b>Bu</b>	0,98	0,91	~0,55	0,26	0,85 0,80 0,80 0,70	0,46	0,74	
<b>Ebes</b>	0,98	0,85	~0,80	0,10	0,92 0,75 0,91 0,20	0,63	0,74	Geringe Daten-spreitung
<b>Ei</b>	0,99	0,90	0,80	0,16	0,71 0,71 0,71 0,57	0,59	0,49	
<b>Es</b>	0,98	0,95	0,40	0,68	0,96 0,91 0,94 0,69	0,72	0,35	
<b>Faul</b>	0,99	~0,95	~0,27	0,0	0,82 0,65 0,83 0,40	0,47	0,23	
<b>Fi</b>	0,99*	~0,95	~0,67	0,14	0,92 0,81 0,93 0,58	0,87	~0,45	*zuwenig Daten; Daten-spreitung gering
<b>Ginst</b>	0,99	0,79		Zuwenig Daten		0,50	0,10	
<b>Hol</b>	0,99	0,91			Zuwenig Daten			
<b>Ki</b>	0,99	~0,84	0,5	0,0	0,94 0,68 0,89 0,82	0,47	0,59	

## 5.2 Biomassemodelle für Einzelbäume

Für die in die Untersuchung einbezogenen Gehölzarten wurden im Rahmen der Einzelbaummodellierung Biomassefunktionen für die folgenden Kompartimente ermittelt:

1) Gesamtbiomasse der Individuen (TSg)

für das gesamte Kollektiv

für Stämmchen < 1m

für Stämmchen > 1m

2) Biomasse der Stämmchen (TSs)

für Stämmchen > 1m

3) Biomasse der Äste (TSa)

für Stämmchen > 1m

4) Biomasse der Äste und Stämmchen (TSas)

für Stämmchen < 1m

5) Biomasse der Nadeln / Blätter (TSn/b)

für das gesamte Kollektiv

für Stämmchen < 1m

für Stämmchen > 1m

Anhand von Voruntersuchungen (vgl. Kap. 5.1) erwiesen sich der Wurzelhalsdurchmesser bzw. die Höhe als beste Eingangsgrößen für die Schätzung. Weitere Variablen trugen nicht zur Verbesserung der Schätzung bei bzw. wurden aufgrund der relativ geringen Probenzahl als nicht geeignet verworfen.

Als Funktionstyp wurde eine doppelt logarithmische Funktion vom Typ gewählt:

$$\ln(\text{TS}_-) = a + b \cdot \ln(\text{WHD}) + c \cdot \ln(\text{H}) \quad (1)$$

mit TS: Trockensubstanz; WHD: Wurzelhalsdurchmesser; H: Baumhöhe; a, b, c: empirische Parameter

Durch das Logarithmieren sowohl der abhängigen als auch der unabhängigen Größe(n) wird der Zusammenhang zwischen diesen Größen linearisiert und lässt sich mit Hilfe linearer Regressionsansätze leicht schätzen. Abb.2 zeigt dies wieder exemplarisch für die Baumart Bergahorn.

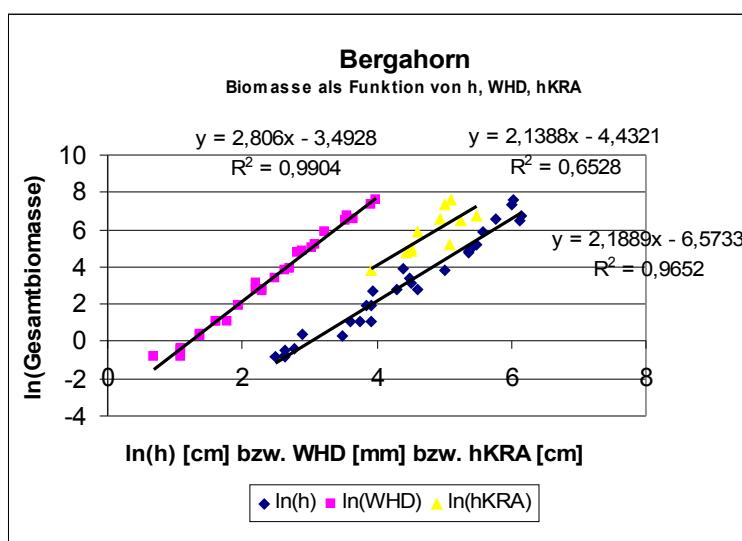


Abb.2: Doppelt logarithmische Darstellung des Zusammenhangs zwischen der Biomasse von Bergahornstämmchen und ihrem Wurzelhalsdurchmesser (WHD) bzw. ihrer Höhe oder dem Kronenansatz

Werden die Koeffizienten a, b und c mit o.g. Ansatz geschätzt, so sind sie leicht verzerrt, da die statistischen Modelle in der linearisierten Funktionsform an das geometrische Mittel anstatt an das arithmetische Mittel angepasst werden. In der Konsequenz können die wahren Werte unterschätzt werden (BASKERVILLE 1972). Mittels nicht-linearer Schätzverfahren, welche wiederum die Koeffizienten a, b, und c als Eingangsgrößen verwenden, könnten auf iterativen Wege die Schätzer leicht verbessert werden. Darauf wurde jedoch im Rahmen dieser Untersuchung aufgrund des pilothaften Vorgehens (wenig Stichproben, eng begrenzter Kosten- und Zeitaufwand) verzichtet. SPRUGEL (1983) schlägt als einfache Alternative die Verwendung eines Korrekturfaktors  $KF$  (Gl. 2) auf Grundlage des Standardschätzfehlers vor, mit dem die Schätzwerte des Phytomasse-Trockengewichts multipliziert werden:

$$KF = e^{(S_{Fehler}^2 / 2)} \quad (2)$$

mit

$$S_{Fehler} = \sqrt{\frac{\sum_i (T_i - \hat{T}_i)^2}{n}} \quad (3)$$

mit  $n$  = Stichprobenumfang.

Die Auswertungen zeigen, dass der Korrekturfaktor für die Biomasse der Stämmchen generell zu vernachlässigen ist, dies für die anderen Kompartimente jedoch differenziert zu bewerten ist. Die Korrekturfaktoren für die Gesamtbiomasse liegen i.A. unter 1,10 – lediglich bei Eiche (1,18) und Esche (1,12) treten höhere Werte auf. Vergleichbare Werte ergeben sich auch für die Astmasse – mit jedoch erneut deutlich höheren Werten für die analysierten Eichenstämmchen. Die KF-Werte für die Nadel/Blatt-Masse schwanken (abgesehen wieder von der Baumart Eiche mit höheren Werten bei Stämmchen < 1 m) zwischen 1,07 und 1,24.

In Tab. 4 sind die Ergebnisse der Regressionsschätzungen für die untersuchten Baumarten wiedergegeben. Sollen mithilfe der dort aufgeführten, geschätzten Koeffizienten (a, b, c) die Massen der jeweiligen Kompartimente berechnet werden, so muss folgende Delogarithmierung vorgenommen werden:

$$\text{Regressionsgleichung nach Gleichung: } \ln(TS\_)=a+b \cdot \ln(WHD)+c \cdot \ln(H)$$

$$\text{Schätzfunktion: } TS\_ = e^a \cdot WHD^b \cdot H^c .$$

Die Trockensubstanz für ein Einzelbüschelchen der Baumart Bergahorn lässt sich somit berechnen nach der allgemeinen Formel:

$$TS\_ = e^a \cdot WHD^b \cdot H^c$$

$$\text{mit: } a = -4,2895$$

$$b = 2,1571$$

$$c = 0,5254,$$

$$\text{d.h. konkret als: } TSg = e^{-4,2895} \cdot WHD^{2,1571} \cdot H^{0,5254} .$$

Der Korrekturfaktor (KF) hat in diesem Falle den Wert 1,027.

Tab. 4: Biomassefunktionen Einzelbäume

TSg:	Trockensubstanz: Gesamtes Individuum	Adj.R <sup>2</sup> :	Adjustedes Bestimmtheitsmaß
TSs:	Trockensubstanz: Stämmchen	se:	Standardfehler der Regression
TSa:	Trockensubstanz: Äste	n:	Probenzahl
TSa+s:	Trockensubstanz: Äste + Stämmchen	a,b,c:	geschätzte Koeffizienten der Regressionsgleichung
TSn/b:	Trockensubstanz: Nadeln / Blätter		

Baumart / Kompartiment	BAH	Multipl. R	R <sup>2</sup>	Korr. R <sup>2</sup>	Standardfehler	n	Koeffizienten		
							a	b	c
TSg	alle	1,00	0,99	0,99	0,23	29	-4,289535	2,157119	0,525449
	< 1m	0,99	0,97	0,97	0,27	18	-4,116664	2,103417	0,499551
	> 1m	0,99	0,99	0,98	0,16	11	-4,992582	2,085614	0,694995
TSs	> 1m	1,00	0,99	0,99	0,11	11	-6,182020	1,857071	0,980061
TSa	> 1m	0,93	0,86	0,82	0,58	11	-5,496173	2,902709	-0,078768
TSa+s	< 1m	0,99	0,98	0,98	0,25	18	-5,255099	2,055909	0,729275
TSn/b	alle	0,98	0,97	0,96	0,43	29	-3,937002	2,397409	-0,027308
	< 1m	0,96	0,92	0,91	0,42	18	-3,729638	2,350116	-0,067977
	> 1m	0,92	0,85	0,81	0,51	11	-3,513773	2,457665	-0,131312

<b>Bi</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,99	0,99	0,32	26	-4,130332	1,851608	0,697924
	<b>&lt; 1m</b>	0,97	0,95	0,94	0,36	18	-4,374745	1,952172	0,731565
	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,95	0,92	0,23	8	-3,174592	2,680292	0,015936
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,94	0,92	0,03	8	0,436919	0,386270	0,008327
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,94	0,89	0,85	0,36	8	-3,160494	3,821241	-0,922590
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,96	0,92	0,91	0,47	18	-4,586260	2,317019	0,495968
TSn/b	<b>alle</b>	0,99	0,98	0,97	0,43	26	-5,443849	1,128253	1,074788
	<b>&lt; 1m</b>	0,97	0,94	0,93	0,40	18	-6,108247	1,369987	1,175875
	<b>&gt; 1m</b>	0,89	0,79	0,71	0,39	8	-1,510284	2,816297	-0,649955
<b>Bu</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	1,00	0,99	0,99	0,26	29	-5,004993	1,615244	1,032451
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,98	0,30	19	-5,329977	1,504128	1,182288
	<b>&gt; 1m</b>	0,98	0,96	0,95	0,21	10	-5,043878	1,720753	0,970839
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,95	0,93	0,04	10	0,065896	0,293750	0,134576
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,95	0,93	0,26	10	-5,313343	2,101896	0,555856
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,99	0,99	0,28	19	-6,160292	1,719560	1,204329
TSn/b	<b>alle</b>	0,98	0,96	0,96	0,53	29	-5,351603	1,013842	1,045428
	<b>&lt; 1m</b>	0,98	0,96	0,96	0,37	19	-5,385717	1,260222	0,945780
	<b>&gt; 1m</b>	0,87	0,75	0,68	0,64	10	-11,809922	0,053434	2,714897
EbEs		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,99	0,98	0,39	25	-5,941790	1,212769	1,427108
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,97	0,97	0,30	18	-5,511373	1,102974	1,326973
	<b>&gt; 1m</b>	0,83	0,69	0,54	0,54	7	-1,918987	1,599091	0,502464
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,82	0,67	0,50	0,09	7	0,596013	0,244810	0,073419
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,97	0,96	0,17	7	-3,011478	2,623427	-0,224208
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,97	0,97	0,31	18	-6,050794	1,218037	1,361229
TSn/b	<b>alle</b>	0,97	0,95	0,94	0,65	25	-7,340124	0,600717	1,582657
	<b>&lt; 1m</b>	0,90	0,81	0,78	0,73	18	-7,216398	0,497185	1,581494
	<b>&gt; 1m</b>	0,89	0,80	0,70	0,42	7	-4,841470	1,585207	0,552529
Ei		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,97	0,97	0,58	32	-6,661256	0,985147	1,698770
	<b>&lt; 1m</b>	0,95	0,89	0,88	0,63	22	-6,890656	0,992884	1,769866
	<b>&gt; 1m</b>	0,89	0,80	0,74	0,57	10	-6,582892	1,002888	1,669407
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,89	0,79	0,73	0,09	10	-0,173350	0,139091	0,269606
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,81	0,65	0,55	0,87	10	-7,789204	1,417942	1,363372
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,96	0,91	0,90	0,58	22	-7,338351	1,100074	1,739085
TSn/b	<b>alle</b>	0,97	0,93	0,93	0,81	32	-7,022075	0,890434	1,458498
	<b>&lt; 1m</b>	0,90	0,80	0,78	0,90	22	-8,201379	0,900570	1,833317
	<b>&gt; 1m</b>	0,84	0,70	0,62	0,55	10	-4,434773	1,118627	0,846263
Es		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehler</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,97	0,97	0,47	26	-5,191104	1,456376	1,067198
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,98	0,26	16	-5,980901	1,042600	1,519227
	<b>&gt; 1m</b>	0,92	0,85	0,80	0,68	10	-7,477669	1,717876	1,304360
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,98	0,97	0,04	8	-0,550342	0,245583	0,261505
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,94	0,92	0,39	10	-9,425745	1,323742	1,574143
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,99	0,98	0,23	16	-6,623514	1,241859	1,496878
TSn/b	<b>alle</b>	0,98	0,97	0,97	0,44	26	-5,720194	1,258284	0,965860
	<b>&lt; 1m</b>	0,96	0,92	0,90	0,49	16	-6,584228	0,877136	1,422408
	<b>&gt; 1m</b>	0,98	0,96	0,95	0,27	10	-4,793887	2,340859	0,167824

<b>Faul</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehle</b>	<b>r</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,98	0,98	0,41	19	-5,374318	1,655452	1,044212	
	<b>&lt; 1m</b>	0,97	0,93	0,92	0,46	14	-5,805027	1,268980	1,293988	
	<b>&gt; 1m</b>	0,96	0,92	0,84	0,33	5	-4,805107	2,104489	0,692112	
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,97	0,93	0,86	0,06	5	-0,146978	0,412270	0,103244	
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,98	0,96	0,91	0,27	5	-5,724518	2,654125	0,259865	
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,97	0,94	0,92	0,51	14	-6,678752	1,709183	1,231672	
TSn/b	<b>alle</b>	0,97	0,94	0,94	0,55	19	-5,015712	1,452494	0,737145	
	<b>&lt; 1m</b>	0,92	0,85	0,83	0,57	14	-5,943471	0,875969	1,193355	
	<b>&gt; 1m</b>	0,89	0,79	0,57	0,60	5	-4,237057	2,587539	-0,049644	
<b>Fi</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehle</b>	<b>r</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,99	0,98	0,36	29	-3,318449	2,008678	0,581185	
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,98	0,34	20	-4,365029	1,873336	0,977148	
	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,98	0,97	0,16	9	-3,075020	1,605891	0,786470	
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,98	0,97	0,02	9	0,513554	0,204745	0,126366	
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,98	0,95	0,94	0,24	9	-3,700823	2,160903	0,301105	
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,98	0,97	0,96	0,43	20	-5,295721	1,905118	1,044837	
TSn/b	<b>alle</b>	0,99	0,98	0,98	0,37	29	-3,621294	2,035210	0,426521	
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,98	0,31	20	-4,823170	1,873277	0,884113	
	<b>&gt; 1m</b>	0,96	0,93	0,91	0,27	9	-2,764533	1,656387	0,502662	
<b>Ginst</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehle</b>	<b>r</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,98	0,96	0,96	0,38	19	-5,007328	1,475571	1,069508	
	<b>&lt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSs	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSa	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSa+s	<b>alle!!!</b>	0,98	0,96	0,95	0,41	19	-5,329752	1,568195	1,079322	
TSn/b	<b>alle</b>	0,95	0,90	0,88	0,46	19	-6,240936	0,701319	1,109381	
	<b>&lt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Hol</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehle</b>	<b>r</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	0,99	0,98	0,98	0,32	16	-5,596683	1,133249	1,366231	
	<b>&lt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSs	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSa	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TSa+s	<b>alle!!!</b>	0,99	0,98	0,97	0,38	16	-6,697415	1,685368	1,207866	
TSn/b	<b>alle</b>	0,93	0,86	0,83	0,66	16	-4,956678	0,486142	1,248850	
	<b>&lt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	<b>&gt; 1m</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Ki</b>		<b>Multipl. R</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	<b>Standardfehle</b>	<b>r</b>	<b>n</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>
TSg	<b>alle</b>	1,00	0,99	0,99	0,23	26	-3,759528	1,643208	0,802930	
	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,98	0,28	16	-4,054296	1,586179	0,911674	
	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,97	0,96	0,14	10	-2,156510	1,662377	0,503229	
TSs	<b>&gt; 1m</b>	0,99	0,98	0,97	0,02	10	0,553705	0,258764	0,072042	
TSa	<b>&gt; 1m</b>	0,92	0,84	0,79	0,34	10	0,053005	1,885003	-0,314410	
TSa+s	<b>&lt; 1m</b>	0,99	0,98	0,97	0,36	16	-6,221465	1,506163	1,327712	
TSn/b	<b>alle</b>	0,98	0,97	0,96	0,42	26	-2,204263	2,065276	-0,020577	
	<b>&lt; 1m</b>	0,98	0,95	0,94	0,41	16	-3,179742	1,767087	0,392809	
	<b>&gt; 1m</b>	0,93	0,86	0,82	0,40	10	1,333919	2,467870	-0,913437	

## 6 Diskussion und Ausblick

Das angewendete Probennahme- und Probenvorbereitungs- und Analyseverfahren hat sich als praktikabel herausgestellt und kann für weitere Untersuchungen grundsätzlich empfohlen werden. Wie sich gezeigt hat, kann aufgrund der meist guten Beziehungen zwischen den untersuchten dendrometrischen Kenngrößen, der Aufnahmearaufwand deutlich reduziert werden – Wurzelhalsdurchmesser und Höhe des jeweiligen Gehölzes scheinen i.d.R. für eine hinreichend genaue Bestimmung der Biomasse ausreichend zu sein. Der Aufwand für die Probennahme zur Modellierung von Einzelbaumbiomassen und zur Ermittlung der Elementanteile im Unterwuchs ist aber trotzdem – auch bei guter Vorbereitung – als sehr hoch einzustufen. Dies gilt in noch verstärktem Maße für die Probenvorbereitung. Infolgedessen sind derartige Untersuchungen i.d.R. auf sehr begrenztes Datenmaterial beschränkt. Abhilfe könnte hier nur eine konzertierte Aktion der verschiedenen Untersuchungseinrichtungen schaffen.

Die für den Unterwuchs ermittelten Elementgehalte liegen in plausiblen Größenordnungen. Sie zeigen die erwarteten baumartenspezifischen und kompartimentweisen Unterschiede. Auch im Hinblick auf die gewählten Höhenklassen unterscheiden sich die mittleren Elementgehalte deutlich. Hingegen zeigte die Standortstrophe keine gesicherten Auswirkungen auf die Elementgehalte, möglicherweise auch als Folge der vergleichsweise groben Klassenbildung sowie kleinstandörtlicher Unterschiede.

Im Rahmen des Gesamtvorhabens wurden sowohl flächen- als auch einzelbaumbezogene Modelle zur Schätzung der Biomasse des Unterwuchses aufgestellt. Einzelbaumbezogene Verfahren, wie z.B. diejenigen von GRIGAL 1977, HIERRO ET AL. 2000, AMMER ET AL. 2004, DAHLBERG ET AL. 2004 oder auch NAVÁR ET AL. 2004 sind den flächenbezogenen Verfahren v.a. bei höherer Vegetation vorzuziehen, da in diesen Fällen die für die flächenbezogenen Verfahren erforderliche Schätzung der Deckungsgrade sehr schwierig ist.

Bei den hier vorgestellten vorläufigen Ergebnisse der Einzelbaummodellierung zeigen sich grundsätzlich für die meisten Kompartimente gute Beziehungen, die jedoch der Validierung an unabhängigem Material bedürfen. Als Kriterien für die Anpassungsgüte wurden das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) und eine gleichmäßige Verteilung der Residuen um die Ausgleichsgerade verwendet (SACHS 1997). Weiterhin zeigt sich, dass für die Ableitung von baumartenspezifischen Beziehungen anhand der gesamten Proben im allgemeinen ausreichend Material vorhanden war. Für die getrennte Untersuchung von Gehölzen unter und insbesondere auch über 1 m wäre hingegen ein höherer Stichprobenumfang wünschenswert gewesen. Dies gilt insbesondere für die Schätzung der Ast- sowie Nadel-/Blattmassen, welche generell schlechter zu schätzen waren als die Stamm- bzw. Gesamtmassen. Für die Straucharten Ginster und Holunder gilt dies in verstärktem Maße. Hier wurden daher auf eine Unterscheidung der beiden Höhenklassen verzichtet.

Mit dem vorgestellten Verfahren zur oberirdischen Biomasse- und Elementvorratsschätzung der Baum- und Strauchartenverjüngung werden bisherige Ansätze zur Schätzung solcher Größen für die Bodenvegetation sowie der Baumbiomasse ( $BHD > 7 \text{ cm}$ ) sinnvoll ergänzt. Somit ist es möglich, den Unterwuchs wesentlicher Gehölze hinsichtlich der Biomassebildung und Nährstoffspeicherung zu bewerten.

Der Einzelbaumansatz vermittelt dabei zwischen den deckungsgradbasierten Ansätzen (PhytoCalc) und den bekannten Schätzverfahren für den Hauptbestand. Mit Hilfe der parametrisierten Biomassefunktionen lassen die Biomassen von Verjüngungsflächen, von einzelnen Stämmchen oder Kompartimenten derselben bestimmen. Multipliziert mit dem durchschnittlichen Elementgehalt lassen sich anschließend Elementvorräte des Unterwuchses herleiten. Wichtig für die zukünftige Anwendung der Verfahren ist die gegenseitige Validierung der Einzelbaum- und PhytoCalc-Ansätze sowie die Gegenüberstellung mit unabhängig ermittelten Werten. Der flächenhafte Ansatz wurde für verschiedene Arten bereits erfolgreich mit eigenen Daten und Fremddaten validiert und ist auf andere Regionen übertragbar, sofern deren Artenspektrum und Standortverhältnisse dem Untersuchungsraum Rheinland-Pfalz ähnlich sind (BOLTE ET AL. 2009). Für das Bundesland Rheinland-Pfalz erfolgt aktuell auch eine Validierung der Einzelbaummodelle mit einem unabhängigen Datensatz. Wünschenswert sind überdies auch die Einbeziehung neuer Baum- und Straucharten sowie generell die Ergänzung der Datenbasis insbesondere für die Straucharten durch Erhebungen in anderen Regionen

## 7 Zusammenfassung

Zerstörungsfreie Schätzverfahren zur Erfassung der Biomasse und der Elementgehalte des Unterwuchses von Wäldern (Baumverjüngung und Strauchvegetation) gewinnen im Zuge von Stoffhaushaltsbetrachtungen sowohl im forstlichen Monitoring als auch in der Forstpraxis zunehmend an Bedeutung. Bislang fehlen aber für den verholzten Unterwuchs (Baumarten- und Strauch-Jungwuchs sowie Stangenholz bis  $BHD < 7 \text{ cm}$ ) geeignete Modellansätze.

Auf 46 Standorten des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz wurden daher die erforderlichen Grundlagendaten für die Berücksichtigung von Gehölzen bis 1 mm Höhe sowohl für einzelbaumweise Modellansätze als auch für die Einbindung in das Schätzverfahren PhytoCalc erhoben. Die ausgewählten Gehölzarten waren die Hauptbaumarten Buche (*Fagus sylvatica*), Eiche (*Quercus robur*, *Q. petraea*), Fichte (*Picea*

abies) und Kiefer (*Pinus sylvestris*), die 4 Nebenbaumarten Bergahorn (*Acer pseudoplatanus*), Eberesche (*Sorbus aucuparia*), Gemeine Esche (*Fraxinus excelsior*) und Hängebirke (*Betula pendula*) sowie die 3 Straucharten Besenginster (*Cytisus scoparius*), Faulbaum (*Frangula alnus*) und Schwarzer Holunder (*Sambucus nigra*), die in ihrem gesamten Standortsspektrum in Rheinland-Pfalz untersucht wurden.

Insgesamt standen für die Bestimmung der Elementgehalte 133 Laborproben mit Ergebnissen der Elementanalysen sowie für die Biomasseschätzungen am Einzelbaum 315 Proben zur Verfügung. Aufbauend auf allometrischen Voruntersuchungen wurde eine Potenzfunktion mit den Eingangsgrößen Wurzelhalsdurchmesser und Gehölzhöhe als Standard zur Bestimmung der Biomassen der ausgewählten Baumarten bzw. Kompartimente ausgewählt. Insgesamt wurden 87 Biomassefunktionen parametrisiert.

Mit Hilfe dieser Funktionen lassen sich grundsätzlich die Biomassen von Verjüngungsflächen, von einzelnen Stämmchen oder Kompartimente derselben herleiten. Multipliziert mit dem durchschnittlichen Elementgehalt kann überdies der Elementvorrat des Unterwuchses bestimmt werden. Die Modelle sind als vorläufig zu betrachten und bedürfen noch der Validierung durch unabhängige Datensätze. Dies erfolgt aktuell für das Bundesland Rheinland-Pfalz.

## 8 Summary

Non-destructive assessments of understorey biomass (shrubs and tree regeneration) and elemental stocks of understorey have recently attracted increasing interest for forest monitoring activities as well as for practical forestry. Several methods enable estimates of phytomass storage and elemental stocks of the above ground tree biomass or the ground vegetation. However, thus far tree regeneration and higher shrub species occurring in the forest understorey have not been included in these estimates.

At 46 sites in Rhineland-Palatinate (Germany), base data were collected on shrub and tree vegetation up to a height of 1 m, in order to calculate biomass equations for these understorey life forms as well as their corresponding elemental stocks. The species selected for analysis were the major German forest tree species: European beech (*Fagus sylvatica*), sessile/pedunculate oak (*Quercus petraea*, *Q. robur*), Norway spruce (*Picea abies*) and Scots pine (*Pinus sylvestris*); 4 accompanying tree species: sycamore (*Acer pseudoplatanus*), mountain ash (*Sorbus aucuparia*), European ash (*Fraxinus excelsior*) and silver birch (*Betula pendula*); as well as the shrub species common broom (*Cytisus scoparius*), glossy buckthorn (*Frangula alnus*) and European elderberry (*Sambucus nigra*).

The element stocks were derived on the basis of 133 mixed samples. For the calculation of the biomass equation samples of 315 trees could be used. Allometric studies showed that power functions with  $d_0$  (diameter at the bottom of the tree) and height as independent variables can be used as a standard function type for biomass equations of the selected tree and shrub species. Altogether 87 biomass equations have been derived for the different species resp. compartments.

Based on these functions the biomass of understorey areas, of single trees or certain compartments can be estimated. Multiplied with the mean values of the element ratios also the corresponding element stocks of the understorey can be derived. However, the preliminary statistical models still have to be validated – which is process using data of the same geographical region.

## 9 Danksagung

Die Untersuchungen wurden vom Land Rheinland-Pfalz gefördert im Rahmen des F/E-Projekts Biomasse- und Elementvorräte im Unterwuchs von Flächen des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz (BZE, Level II), Förderkennzeichen FAFW 1/07. Für die Unterstützung bei den Außenaufnahmen und der Bearbeitung der Pflanzenproben bedanken wir uns bei Dr. Joachim Block, Hans-Werner Schröck und Claus-Dieter Fath (Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft, Trippstadt) sowie Marion Holz, Guido Laskiwitz, Hendrik Rocktäschel und Prof. Dr. Winfried Riek (FH Eberswalde).

## 10 Literatur

- Ammel, Ch., Brang, P., Knoke, T., Wagner, S: Methoden zur waldbaulichen Untersuchung von Jungwäldchen. Forstarxiv 75, 83-110, 2004
- Baskerville, G.L.: Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. Can. J. For. Res. 2, 49–52, 1972
- BMELV (ed.): Bodenzustandserhebung im Wald (BZE II), Arbeitsanleitung für die Außenaufnahmen. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV), Bonn, 2006
- Bolte, A.: Abschätzung von Trockensubstanz-, Kohlenstoff- und Nährelementvorräten der Waldbodenflora - Verfahren, Anwendung und Schätztafeln. Forstwiss. Beitr. Tharandt 7, 1999
- Bolte, A.: Biomasse- und Elementvorräte der Bodenvegetation auf Flächen des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz (BZE, EU Level II). Ber. Forschungsz. Waldökosysteme B 72, 2006

- Bolte, A., Lambertz, B., Steinmeyer, A., Kallweit, R., Meesenburg, H.: Zur Funktion der Bodenvegetation im Stoffhaushalt von Wäldern - Studien auf Dauerbeobachtungsflächen des EU Level II-Programms in Norddeutschland. Forstarchiv 75, 207-220, 2004
- Bolte, A., Czajkowski, T., Bielefeldt, J., Wolff, B., Heinrichs, S.: Schätzung der Biomassevorräte des Baum- und Strauchunterwuchses in Wäldern auf der Basis von Vegetationsaufnahmen, im Druck, 2009
- Bonifacio, E., Santoni, S., Cudlin, P., Zanini, E.: Effect of dominant ground vegetation on soil organic matter quality in a declining mountain spruce forest of central Europe. Boreal Environm. Res. 13, 113-120, 2005
- Dahlberg, U., Berge, T.W., Petersson, H., Vencatasawmy, C.P.: Modelling biomass and leaf area index in a sub-arctic Scandinavian mountain area. Scand. J. For. Res. 19, 60-71, 2004
- Grigal, D.F.: Biomass estimation for some shrubs from northeastern Minnesota. North Central Forest Experiment Station, Forest Service U.S., Research Note NC-226, 1977
- Hierro, J.L., Branch, L.C., Villareal, D., Clark, K.L.: Predictive equations for biomass and fuel characteristics of Argentine shrubs. J. Range Manage. 53, 617-621, 2000
- Jacobsen, C., Rademacher, P., Meesenburg, H., Meiwe, K.J.: Gehalte chemischer Elemente in Baumkronenkompartimenten. Literaturstudie und Datensammlung. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme der Universität Göttingen B 69, 2003
- Klinck, U., Fröhlich, D.: Application of the phytomass and elemental stock model "PhytoCalc" under clear-cut conditions. Allg. Forst- u. Jagdztg. 180, 15-21, 2009
- König, N., Fortmann, H.: Probenvorbereitungs-, Untersuchungs- und Elementbestimmungsmethoden des Umweltanalytik-Labors der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt und des Zentrallabors II des Forschungszentrum Waldökosysteme, Teile 1 bis 3. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme der Universität Göttingen B 46-48, 1996
- Meiwe, K.J., Asche, N., Block, J., Kallweit, R., Kölling, C., Raben, G., v. Wilpert, K.: Potenziale und Restriktionen der Biomassenutzung im Wald. AFZ-DerWald 63, 598-604, 2008
- Návar, J., Méndez, E., Nájera, A., Graciano, J., Dalec, V., Parresol, B.: Biomass equations for shrub species of Tamaulipan thornscrub of North-eastern Mexico. J. Arid. Env. 59, 657-674, 2004
- Palviainen, M., Finér, L., Mannerkoski, H., Piirainen, S., Starr, M.: Responses of ground vegetation species to clear-cutting in a boreal forest: aboveground biomass and nutrient contents during the first 7 years. Ecol. Res. 20, 652-660, 2005
- Rademacher, P., Buß, B., Müller-Using, B.: Waldbau und Nährstoffmanagement als integrierte Aufgabe in der Kiefernwaldwirtschaft auf ärmeren pleistozänen Sanden. Forst u. Holz 54, 330-335, 1999
- Rodenkirchen, H.: Nutrient pools and fluxes of the ground vegetation in coniferous forests due to fertilizing, liming and melioration . Plant and Soil 168-169, 383-390, 1995
- Sachs, L.: Angewandte Statistik. 8. Aufl. Springer, Berlin, 1997
- Schmidt, W.: Beitrag der Kraut- und Strauchschicht zur Stoffproduktion und zum Nährstoffkreislauf von Buchen-, Fichten- und Kiefernwäldern - Literaturauswertung. Abschlussbericht eines Forschungsvorhabens im Auftrag der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz, Göttingen, unveröffentl., 2000
- Schulze, I.-M., Bolte, A., Schmidt, W., Eichhorn, J. Phytomass, litter and net primary production of herbaceous layer. In: Brumme, R., Khanna, P.K. (ed.): Functioning and management of European beech ecosystems: Results from site specific long-term studies. Ecological Studies, Springer Verlag, in press
- Seidling, W., Lux, W.; Bolte, A.: Forstliches Umweltmonitoring in Deutschland – wohin? AFZ-DerWald 62: 1068-1069, 2007
- Sprugel, D.G.: Correcting for bias in log-transformed allometric equations. Ecology 64, 209-210, 1983
- Wilpert, K. v., Wolff, B., Spellmann, H.: Bedeutung und künftige Ausrichtung des Forstlichen Umweltmonitorings. AFZ-DerWald 61: 176-181, 2006
- Wolff, B., Bolte, A., Bielefeldt, J., Czajkowski, T.: Biomasse- und Elementvorräte im Unterwuchs von Flächen des forstlichen Umweltmonitorings in Rheinland-Pfalz (BZE, Level II), unveröffentl., 2008

## Bestimmung der Hauptbaumarten aus terrestrischen Laserscandaten

Hans-Joachim Klemmt und Stefan Seifert

Technische Universität München, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Am Hochanger 13, 85354 Freising

### Einleitung

Nach den Ergebnissen der zweiten Bundeswaldinventur ist ca. 30% der Fläche Deutschlands bewaldet (BMELV, 2005). Die nachhaltige Bewirtschaftung von Wäldern, wie sie in der Bundesrepublik Deutschland seit vielen Jahrzehnten Standard ist, erfordert die wiederholte numerische Charakterisierung des aktuellen Zustands dieser Wälder sowie deren Veränderungen. Dies erfolgt in der Regel im Rahmen von Forstinventuren auf unterschiedlicher Auflösungsebene in Abhängigkeit von dem angestrebten Informationsgrad. Klassische Inventuren erfassen derzeit waldwachstumskundliche Kennwerte mit vergleichsweise einfachen Hilfsmitteln wie Kluppen, Umfangmaßband, Spiegelrelaskop oder trigonometrisch basierten Höhenmessern. Erfasst werden dabei in der Regel keine vollständigen Waldflächen oder Bestände sondern repräsentative Stichprobenpunkte. In vergleichsweise arbeitsaufwendigen Aufnahmen werden dabei i.d.R. stichprobenartig folgende Inventurparameter erfasst: Baumart, Baumhöhe, Baumdurchmesser bzw. Grundfläche sowie ggf. Position der Bäume.

Als Alternative zu diesen vergleichsweise arbeits- und personalintensiven, z.T. mit subjektiven Messabweichungen belasteten Messverfahren bietet sich die Aufnahme von Waldflächen mit Hilfe von LiDAR-Systemen an. Grundsätzlich werden hierbei luftgestützte Systeme (Airborne Lidar Systeme) und terrestrische Lidarsysteme unterschieden. Für die flächige Aufnahme von Waldflächen wurden in den letzten Jahren und Jahrzehnten Software und Algorithmen entwickelt, die flächenbezogene forstinventurrelevante Größen aus luftgestützten LiDAR-Aufnahmen beziehen (HEURICH, 2008). Derartige Systeme haben mittlerweile in die forstliche Praxis Eingang gefunden und werden für praktische Inventurzwecke eingesetzt. Es hat sich allerdings gezeigt, dass luftgestützte Systeme insbesondere in vertikal und horizontal stark strukturierten Waldbeständen mit einer großen Baumartenvielfalt, nur bedingt in der Lage sind, die gewünschten Parameter mit einer hohen Genauigkeit zu extrahieren. Die Genauigkeit geht dabei mit zunehmender Entfernung vom Kronendach sowie mit zunehmender Bestandesdichte sowie mit zunehmender vertikaler Strukturierung der Bestände zurück (CHASMER et al., 2006). Die Erziehung derartiger Bestände ist allerdings insbesondere vor dem Hintergrund erwarteter Standort- und Klimaveränderungen ein erklärtes Ziel der praktischen Forstwirtschaft. Vor diesem Hintergrund scheint die Aufnahme von Waldflächen mit Hilfe terrestrischer Laserscantechnologie z.T. in Ergänzung zu luftgestützten Laseraufnahmen sinnvoll und notwendig.

In der Vergangenheit haben sich mehrere Forschergruppen mit dem Einsatz von terrestrischer Laserscantechnologie zur Erfassung von forstinventurrelevanten Parametern beschäftigt (z.B. ASCHOFF et al., 2004, HOPKINSON et al., 2004, KIRALLY und BROLLY, 2007, BIENERT und SCHELLER, 2008). Allen Arbeiten ist gemeinsam, dass sie versuchen mehr oder weniger automatisiert forstinventurrelevante Geometrieparameter (Baumdurchmesser, Baumposition, Höhe etc.) zu ermitteln. Wie eingangs angeführt ist ein wichtiger Parameter bei der Durchführung von Forstinventuren die Ermittlung und Dokumentation der Baumart. Im Falle von permanenten Stichprobeninventuren kann diese z.T. aus den Vorinventuren für Bäume an definierten Positionen übernommen werden. Im Falle von temporären Stichprobenpunkten muss hingegen für jeden Baum zu jedem Aufnahmezeitpunkt die Baumart ermittelt und dokumentiert werden. Das gleiche gilt für neu einwachsende Bäume in permanent angelegten Probeflächen. Vor diesem Hintergrund soll daher im Rahmen dieser Arbeit eine Vorstudie vorgestellt werden, die versucht auf Basis der Daten aus terrestrischen Laserscanaufnahmen von Forstinventurpunkten, den Punktwolken automatisiert eine Baumarteninformation zuzuordnen.

Hierzu bieten sich bei modernen terrestrischen Laserscannern prinzipiell zwei Ansätze an: Zum einen können die dreidimensionalen Punktinformationen der Lasermessung verdichtet werden und versucht werden, aus den Punktwolken über morphologische Charakteristika der gescannten Bäume auf deren Art zurückzuschließen. Zum anderen können die zweidimensionalen Bildinformationen der mit den Laserscannern verbundenen Digitalkamerasysteme zur Bestimmung von Baumarten genutzt werden. Nachfolgend wird zweiterer Weg verfolgt und dargestellt. Anhand von Rindenbildern, die einer, auf einen terrestrischen Laserscanner montierten Digitalcamera entstammen, soll versucht werden, den entsprechenden Bildausschnitten eine Arteninformation zuzuordnen.

### Stand des Wissens

Ein Standardwerk, das sich u.a. der Morphologie von Baumrinden und deren Unterscheidungsmöglichkeiten zuwendet, stammt von VAUCHER (2003). Er weist darauf hin, dass es prinzipiell möglich ist, Baumarten aufgrund des Rindenbildes zu unterscheiden. Er unterscheidet insgesamt 18 archetypische Rindenbilder, weist allerdings darauf hin, dass in der Natur eine unbegrenzte Vielfalt an Rindenbildern existiert und dass das Alter der Bäume einer herausragende Bedeutung für die Ausprägung der Rindenbildern besitzt. Daher können Rindenbilder verschiedenen Baumarten in Abhängigkeit ihres Alters zugewiesen werden.

Den Ansatz, Rindenbilder als Grundlage für die Klassifikation von Baumarten zu verwenden, haben bereits mehrere Forschergruppen verfolgt. HAALA et al. (2004) haben terrestrische Laserscanningdaten mit hochauflösten Panoramabildern kombiniert und anhand der Bildinformationen versucht, Baumarten zu bestimmen. Sie haben hierzu pro Baum 10 Rindenbilder in unterschiedlicher Höhe am Baum extrahiert und für diese diverse Texturmaße berechnet. Im Rahmen der Studie gelang es fünf Bäume mit sehr guter Genauigkeit auf Basis ihrer Rinde zu klassifizieren. WAN et al. (2004) vergleichen in einem experimentellen Ansatz vier Methoden der Texturanalyse zur Unterscheidung von Baumrinden nach Baumarten. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Co-Occurrence Matrizen-Methode den übrigen Methoden (Lauflängenvergleich, Histogrammvergleich und Autocorrelationsvergleich) für diesen Anwendungszweck überlegen ist. SONG et al. (2004) kommen zu dem gleichen Ergebnis, weisen allerdings darauf hin, dass eine Berechnung auf Basis von Grauwertbildern in Kombination mit Binärbildern das Klassifikationsergebnis noch deutlich erhöhen kann. Eine aus der Holzforschung hervorgehende Arbeit stammt von NILSON und EDLUND (2005). Sie haben für Rindenbilder von Rundholzabschnitten verschiedene multivariate Ansätze zur Klassifikation angewendet. Mit Hilfe von Graustufenübergangsmatrizen und der Anwendung von Fourier-Transformationen haben sie sehr gute Klassifikationsergebnisse für die Unterscheidung von Fichten und Kiefern erzielt (Genauigkeit: 97,6% der Fälle). Sie weisen allerdings darauf hin, dass ihr vorgestelltes Verfahren stark abhängig von der Belichtung ist und daher primär für den stationären Einsatz im Sägewerksbereich geeignet ist. Weitere Arbeiten stammen z.B. von HUANG et al. (2006, 2007). Diese Arbeiten unterscheiden sich von den übrigen zitierten Arbeiten insbesondere dadurch, dass sie zur Klassifikation Neuronale Netze anwenden. Die erreichte Klassifikationsgüte liegt dabei im Bereich der anderen zitierten Arbeiten.

Der nachfolgend vorgestellte Ansatz unterscheidet sich von den vorgestellten dadurch, dass er für reale Freilandverhältnisse versucht, auf Basis von Bildern, die mit der Digitalkamera eines terrestrischen Laserscanners aufgenommen wurden, anhand einer größeren Anzahl von Rindenbildern die Hauptbaumarten zu klassifizieren. Zur Einschätzung des Alters der Bäume werden die Dimensionsinformationen des Laserscanners genutzt.

### **Material und Methoden**

Im Rahmen der vorgestellten Studie kam ein terrestrischer Laserscanner der Firma Riegl vom Typ Z360i zur Anwendung. Das grundlegende Funktionsprinzip haben bereits SEIFERT und SEIFERT (2006) beschrieben. Da in dieser Studie dieses Gerät lediglich zur Ermittlung der Dimension (Durchmesser) der Probenbäume Anwendung finden soll, wird das dreidimensionale Messsystem nicht weiter im Detail beschrieben. Auf den Laserscanner montiert ist eine kalibrierte Digitalkamera der Marke Nikon vom Typ D70. Für die Vorstudie wurden zusätzlich Rindenbilder mit Hilfe einer digitalen Spiegelreflexkamera der Marke Canon vom Typ EOS 400 D aufgenommen. Die technischen Daten dieser Kameras sind jeweils in Tabelle 1 aufgeführt.

Auf Grund der Erkenntnisse der im vorigen Abschnitt dargestellten Arbeiten wird folgende methodische Herangehensweise gewählt: In einem ersten Arbeitsschritt wird die Dimension des Baumes ermittelt. Für die Laserscanner-Digitalfotografien findet zur Bestimmung des Durchmessers der Bäume die R-Lösung von KLEMMT (2007) Anwendung. Für die Bäume der Vorstudie erfolgte eine einfache Kluppung des Baumes im Gelände auf Brusthöhe. Auf Basis der ermittelten Dimensionen wird jeder Baum in eine der drei Durchmesserklassen 0-19,99 cm (III), 20-39,99 cm (II) sowie 40cm+ (I) eingeteilt. Mit dieser Vorgehensweise soll der von VAUCHER (2003) beschriebenen Variation der Rindenbilder über dem Baumalter über die Einführung der Surrogatvariablen „Durchmesserstufe“ vereinfacht Rechnung getragen werden. In einem zweiten Arbeitsschritt werden für jeden Baum drei Rindenbilder der Abbildungsgröße 10 cm \* 10 cm manuell aus den Digitalfotos ausgeschnitten. Diese Farbfotoausschnitte werden nach der von TÖNNIES (2005) beschrieben Formel 1 umgerechnet in Grauwertbilder.

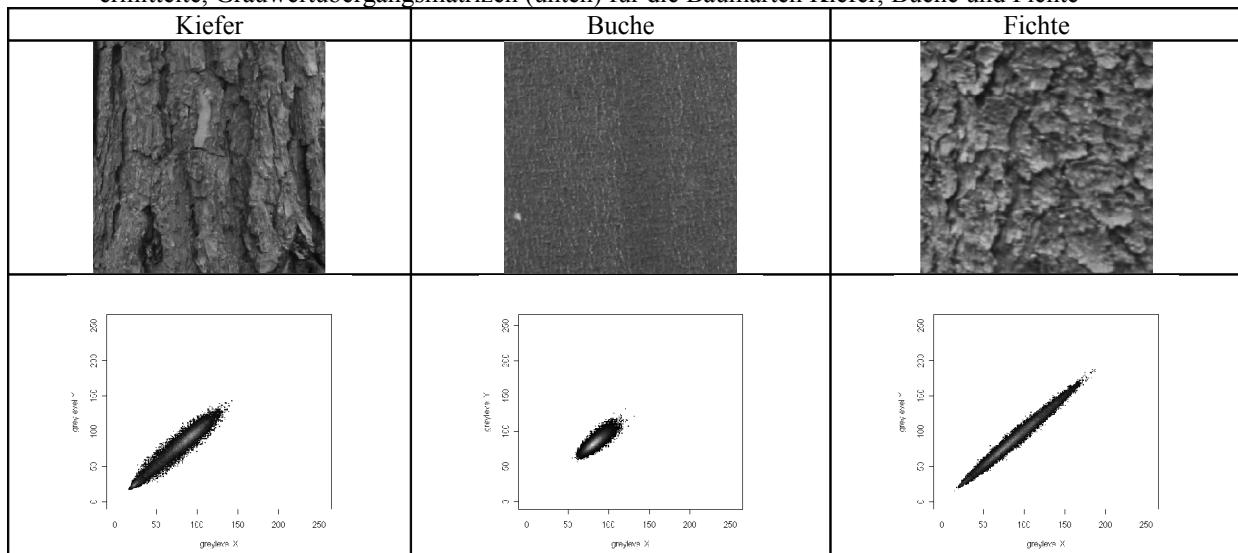
$$Y = 0,3 * R + 0,59 * G + 0,11 * B \quad \text{Formel 1}$$

Für die entstandenen Grauertrindenbilder werden anschließend nach der von GONZALES (2008) beschriebenen Methode Grauwertübergangsmatrizen (Grey Level Cooccurrence Matrices = GLCM) berechnet. In Tabelle 2 sind für die Baumarten Buche, Fichte und Kiefer exemplarisch die errechneten GLCM grafisch dargestellt.

Tabelle 1: Technische Daten der verwendeten Spiegelreflexkameras Nikon D 70 und Canon EOS 400 D

Nikon D 70	Canon EOS 400 D
Beschreibung: Nikon D70	Beschreibung: Canon EOS 400D
Sensor CCD (RGB)	Canon Digital Rebel XTi
Sensorgrösse 23,7 x 15,6 mm (APS-C, 3:2)	Sensor CMOS
Auflösung exakt 6,1 Megapixel	Sensorgrösse 22,2 x 14,8 mm
Auflösung 3008 x 2000, 2240 x 1448, 1504 x 1000 Pixel	Auflösung exakt 10,1 Megapixel
optischer Zoom n/a	Auflösung 3888 x 2592, 2816 x 1880, 1936 x 1288 Pixel
digitaler Zoom nein	optischer Zoom n/a
Dateiformate NEF (RAW), JPG (EXIF 2.21), NEF+JPG	digitaler Zoom nein
Fokus MultiCAM 900 (TTL): SingleAF, ContinousAF, Dynamic SingleAF, Dynamic ContinousAF, Manuell, AF-Hilfslicht	Dateiformate JPEG (EXIF 2.21), RAW, RAW+JPEG
Verschlusszeit von 1/8000s	Fokus 9 AF Messfelder
Verschlusszeit bis 30s + Bulb	AI Focus,OneShot,AI Servo, AF-Hilfslicht, Manuell
Verschlusswerte n/a	Verschlusszeit von 1/4000s
Belichtungssteuerung Automatik, Blendenvorwahl, Zeitvorwahl, 7 Motivprogramme	Verschlusszeit bis 30s + Bulb
Belichtungsmessung TTL-Offenblendenmessung mit drei Messsystemen:	Verschlusswerte 1/4000s - 30s in 1/2 oder 1/3 EV- Schritten
Matrixmessung (mit 1005-Pixel-RGB-Sensor), Mittenbetonte Messung (75% Gewichtung, Kreisdurchmesser wählbar: 6, 8, 10, 12 mm)	Belichtungssteuerung Automatik, Blendenvorwahl, Zeitvorwahl, Manuell, Programme: Porträt, Landschaft, Nah,Sport, Nacht-Porträt,Blitz Aus, A-DEP
Spotmessung (2 bzw. 3mm, entspricht ca. 1% des Suchers)	Belichtungsmessung 35-Zonen-TTL-
Belichtungskorrektur ±5 EV in 1/3 oder 1/2 EV- Schritten	Belichtungsmessung
Weissabgleich Automatik (TTL-Messung mit 1005- Pixel-RGB-Sensor), Manuell, 6	Mehrfeld, Mittenbetont, Selektivmessung
Serienbilder 3 Bilder/s, max. 12 Bilder	Belichtungskorrektur +/- 2 Blenden in 1/2 oder 1/3 Stufen
ISO von 200	mögl. ISO-Werte Auto (100-400), 100, 200, 400, 800, 1600
ISO bis 1600	
Cropfaktor: 1,53	

Tabelle 2: Rindenbilder (oben) sowie für horizontale Auftretenswahrscheinlichkeiten mit der Distanz = 1 Pixel ermittelte, Grauwertübergangsmatrizen (unten) für die Baumarten Kiefer, Buche und Fichte



Für die erstellten GLCM werden im nächsten Arbeitsschritt einzelne von HARALICK (1973) beschriebene Texturmaße berechnet. Im Einzelnen werden die Maße „contrast“, „dissimilarity“ und „homogeneity“ aus der

sogenannten „contrast-group“ der Texturmaße berechnet. Die Texturmaße dieser Gruppe berücksichtigen insbesondere große bzw. kleine Differenzen in den Grauwerten der Übergangsmatrizen und verdichten deren Auftreten in einer Maßzahl. Weiterhin werden aus der sogenannten „orderlines-group“, deren Texturmaße insbesondere die unterschiedliche Anordnung der auftretenden Grauwerte zueinander in der Matrix quantifizieren, das „angular second moment“ sowie die „entropy“ berechnet. Über diese, von HARALICK (1973) beschriebenen Maße wird zusätzlich die „maximum probability“ sowie die Standardabweichung innerhalb der GLCM berechnet. In einem vierten Arbeitsschritt wird mit Hilfe des CART-Algorithmus ein von BREIMAN (1984) beschriebener Regressionsbaum errechnet, der zur Klassifikation der Bäume nach ihrer Art auf Basis der errechneten Texturmaße dienen soll.

Das Datenmaterial, auf das die beschriebenen Methoden Anwendung finden, lässt sich wie folgt charakterisieren: Für die Vorstudie wurden von 25 Bäumen (10 Fichte, 10 Buche, 5 Kiefer) Fotos mit Hilfe der digitalen Spiegelreflexkamera Canon EOS 400D erstellt. Als Objektabstand wurde 1,5 m vorgegeben. Der Objektabstand wurde mit Hilfe eines Maßbandes als Abstand zwischen Objektiv und Baum ermittelt. Die Durchmesser der Bäume wurden durch Klappung ermittelt. Als Belichtung wurde die Programmatik voreingestellt, wobei das automatische Auslösen des Blitzes unterdrückt wurde. Von den 25 Bäumen wurden jeweils drei Rindenbilder mit jeweils 10\*10 Abbildungsgröße manuell ausgeschnitten. Für die Auswertung der Laserscanaufnahmen wurden zwei Inventurpunkttaufnahmen im Bayerischen Wald im Jahr 2005 herangezogen. Hier wurden insgesamt für 32 Bäume (Fichte und Buche) 64 Rindenbilder mit einer Abbildungsgröße von 10 cm\*10 cm manuell ausgeschnitten. Die Dimensionen der Bäume wurden aus den dreidimensionalen Punktdaten ermittelt.

### Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt exemplarisch die Ergebnisse für die Vorstudie. In der linken Spalte zu sehen sind die Ergebnisse für Kalkulation der Texturmaße der „contrast-group“. Rechts angeordnet sind die Ergebnisse für die sog. „orderline-group“. Jeweils oben sind die Werte für die in horizontaler Richtung kalkulierten GLCMs und jeweils unten die Werte für die vertikaler Richtung kalkulierten GLCMs aufgetragen.

Es geht deutlich hervor, dass zwischen den einzelnen Baumarten in vergleichbaren Stärkeklassen Unterschiede bei den Texturmaßen existieren. Weiterhin wird allerdings auch deutlich, dass bei alleiniger Anwendung eines Texturmaßes noch keine eindeutige Klassifikation der Daten nach ihrer Baumart möglich zu sein scheint. Aus diesem Grund wird versucht mit Hilfe des CART-Algorithmus einen Regressionsbaum zu erstellen, der für das Datenmaterial das beste Klassifikationsergebnis ermittelt. Die Ergebnisse der Anwendung des CART-Algorithmus sind in Abbildung 2 dargestellt.

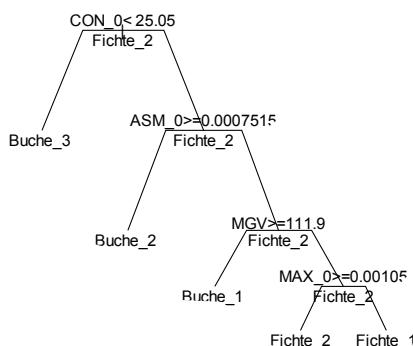


Abb. 2: Regressionssbaum auf Basis des CART-Algorithmus für die Texturmaße der Rindenbilder der Vorstudie

Mit Hilfe dieses Algorithmus gelingt es ca. 84% der Fälle (Vorstudie) korrekt zu klassifizieren. Betrachtet man lediglich die Baumarten Fichte und Buche liegt das Klassifikationsergebnis bei einer Klassifikationsgenauigkeit von ca. 90%. Hingegen gelingt es mit dem vorgestellten Verfahren lediglich 46% der Fälle zwischen Kiefer und Fichte der Vorstudienbäume korrekt zu klassifizieren.

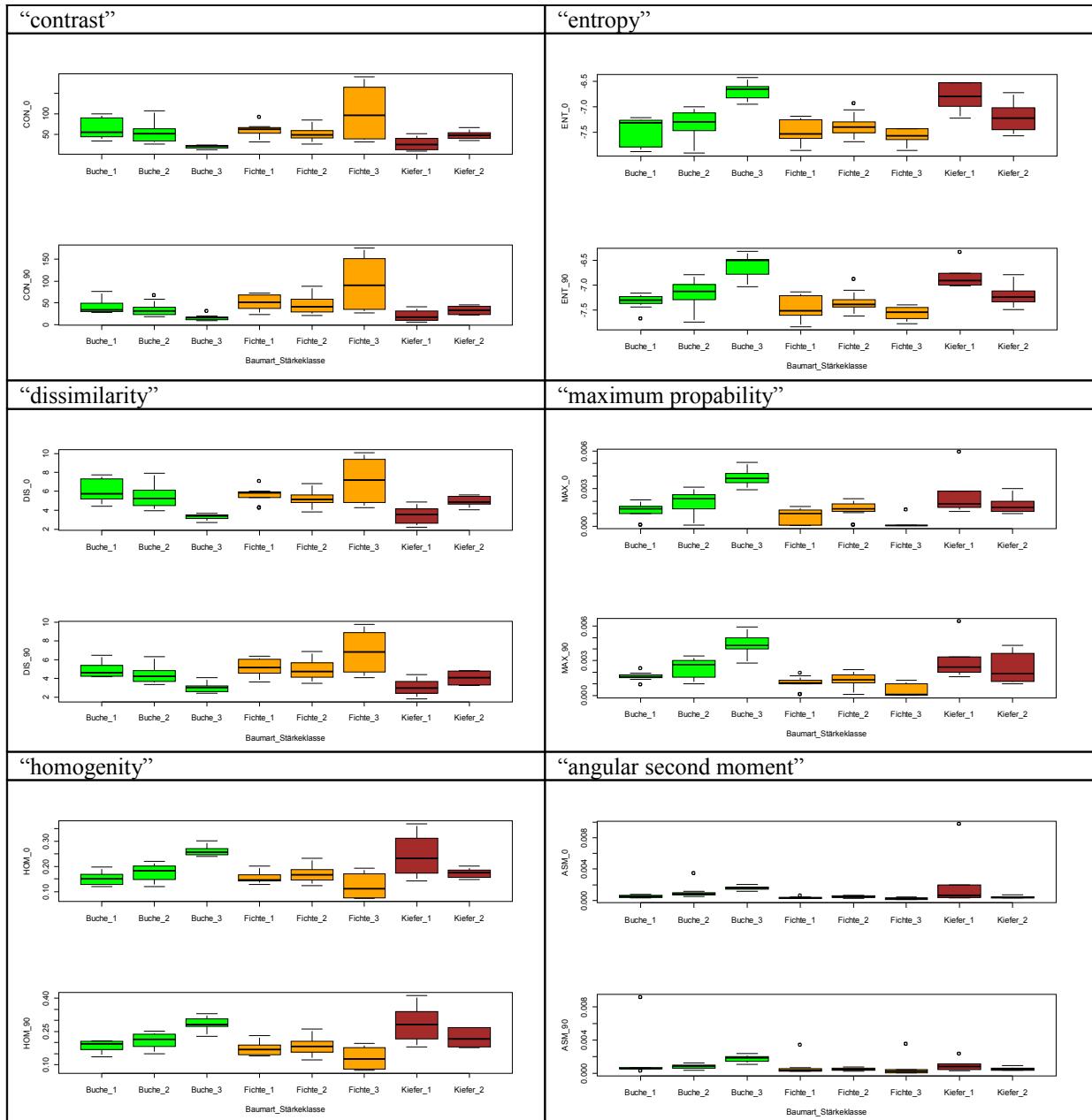


Abbildung 1: Ergebnisse für die Kalkulation von Texturmaße für Grauwertübergangsmatrizen von Rindenbildern der im Rahmen dieser Arbeit vorgestellten Vorstudie. In der linken Spalte sind die Ergebnisse für die Texturmaße der sog. "contrast-group" dargestellt, in der rechten Spalte sind die Werte für die Texturmaße für die sog. "orderline-group" dargestellt.

Bei der Anwendung der vorgestellten Methode auf die "Laserscan-Fotografien" der zwei Inventurpunkte im Nationalpark Bayerischer Wald konnten bei Anwendung auf die Fotografien von der Zentralpunktlaufstellung lediglich 44% der Bäume (Fichte – Buche) korrekt klassifiziert werden. Bei Anwendung auf die Fotografien von den Satellitenaufstellpunkten um die Inventurpunkte wurde ein korrekte Klassifikation in 72% der Fälle erreicht.

### Diskussion

Das vorgestellte System führt zu Klassifikationsergebnissen, die für die Unterscheidung der Baumarten Fichte (bzw. Kiefer) zu Buche als gut bezeichnet werden können. Mit einer Klassifikationsgenauigkeit von 90% für die Bäume der Vorstudie bzw. mit 72% der Bäume der Laserscanaufnahme liegt sie in der Größenordnung anderer vergleichbarer Studien.

Die Ergebnisse der Anwendung auf echte Laserscandaten können in Zukunft noch verbessert werden. Es hat sich gezeigt, dass in etwa einer Entfernung von 10 Meter zum Aufstellpunkt des Laserscanners bzw. der damit verbundenen Digitalkamera keine eindeutigen Klassifikationsergebnisse mehr zu erzielen sind. Ein Grund hierfür könnte die geringe Auflösung der verwendeten Digitalkamera (Nikon D 70, Bildpunkte: 6,1 Mio) auf dem

terrestrischen Laserscanner sein, die für vergleichbar große Bildausschnitte von weit entfernten Objekten keine ausreichend hohe Zahl an Einzelbildpunkten mehr aufweist, so dass die errechneten Grauwertübergangsmatrizen mit zunehmender Objektentfernung an Güte abnehmen. Diesen Sachverhalt gilt es im Zuge weiterer Untersuchungen zu quantifizieren. Eine weitere Fehlerquelle ist die mangelnde Flexibilität der Belichtungseinstellmöglichkeiten der verwendeten Digitalkamera. Die relativ schlechte Klassifikationsrate bei Anwendung auf die Panoramabilde von der zentralen Aufstellposition des Laserscanners am Inventurmittelpunkt wird darauf zurückgeführt, dass die Belichtungseinstellungen der ersten Aufnahme für alle weiteren Aufnahmen der Aufstellung beibehalten werden, was zu unterschiedlich belichteten, z.T. für die Studie unbrauchbaren Bildern geführt hat. Im Zuge von weiteren Untersuchungen soll daher versucht werden, durch Verwendung einer moderneren Digitalkamera mit einer höheren Punktauflösung und mit anderen Belichtungsmöglichkeiten diese Schwachstellen zu beseitigen.

Weiterhin hat sich gezeigt, dass das vorgestellte System sehr belichtungsabhängig ist. Hierdurch wird die insgesamt höhere Fehlklassifikationsrate z.B. im Vergleich zu NILSON und EDLUND (2005) erklärt. Grundsätzlich erscheint das vorgestellte System auch unter Freilandbedingungen eine Grobklassifikation der Bäume auf Basis von zweidimensionalen Daten zu ermöglichen. Aufgrund der Variabilität der Lichtverhältnisse und Freilandbedingungen sowie der variierenden Bestandesstrukturen wird es allerdings als ein Teilbaustein eines auf mehreren Datensäulen beruhenden Klassifikationssystems von Laserscandaten nach Baumarten gesehen.

### **Zusammenfassung**

Terrestrische Laserscanner gewinnen bei der Vermessung von Wäldern immer mehr an Bedeutung. Während mittlerweile mehrere Methoden und Algorithmen zur Extraktion dimensionsbezogener Baumgrößen aus terrestrischen Laserscandaten existieren, gibt es bisher kein System zur Zuordnung einer Baumarteninformation zu den Punktdaten. Vorgestellt wird hier ein Klassifikationsansatz der versucht auf Basis der dreidimensional ermittelten Dimensionsinformation und der zweidimensionalen Information aus Rindenbildern, die mit Hilfe von Digitalkamerasystemen aufgenommen wurden, Baumarteninformationen zu extrahieren und diese zu einem Klassifikationssystem zu verdichten. Es hat sich gezeigt, dass die Unterscheidung von Fichte (bzw. Kiefer) zu Buche mit einer hohen Genauigkeit möglich ist, während eine Unterscheidung zwischen Fichte und Kiefer nur bedingt gelungen ist. Das vorgestellte System wird als Teil eines Klassifikationssystems von Baumarten auf Basis von terrestrischen Laserscandaten angesehen.

### **Summary**

Terrestrial laserscanning becomes more and more popular for forest mensuration purposes. Meanwhile several research groups have developed methods and algorithms for automated extraction of dimensional tree measures from terrestrial laserscanner data. So far no system has been described for attribution of tree species to data of terrestrial laserscanner point cloud of trees. Within this paper a method is described to classify trees by their bark structure derived from a twodimensional digital camera system mounted on top of the applied laser scanner. The results have shown that it is possible to distinguish very well between European Beech and Norway Spruce while the classificationresults have not been good for distinction between Norway Spruce and Scots pine. The introduced methodology is considered to be part of a multi-staged classification system for tree species by means of terrestrial laser scanner data.

### **Literaturverzeichnis**

- ASCHOFF, T.; THIES, M.; WINTERHALDER, D.; KRETSCHMER, U.; SPIECKER, H., 2004: Automatisierte Ableitung von forstlichen Inventurparametern aus terrestrischen Laserscannerdaten. 24. Wissenschaftlich-Technische Jahrestagung der DGPF 2004, Halle/Saale, S. 341-348.
- BIENERT, A., SCHELLER, St., 2008: Verfahren zur automatischen Bestimmung von Forstinventurparametern aus terrestrischen Laserscannerpunktfolgen. 28. Wissenschaftlich-Technische Jahrestagung der DGPF 2008, S. 110-120.
- BMELV, 2005: Die zweite Bundeswaldinventur – Inventurbericht. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (Hrsg.), 320 S.
- BREIMAN, L., 1984: Classification and Regression Trees. CRC Pr Inc, 368 pp.
- CHASMER, L., HOPKINSON, C., TREITZ, P., 2006: Investigating laser pulse penetration through a conifer canopy by integrating airborne and terrestrial lidar. Can. J. Remote Sensing, Vol. 32, No. 2, pp. 116–125, 2006
- GONZALES, R.C, 2008: Digital Image Processing (3rd edition). Prentice Hall International, 976 S.
- HAALA, N., REULKE, R., THIES, M., ASCHOFF, T., 2004: Combination of terrestrial laser scanning with high resolution panoramic images for investigations in forest applications and tree species recognition. Panoramic Photogrammetry workshop, Dresden 2004 (proceedings). S. 110-114

- HARALICK, R.M., SHANMUGAM, K., DINSTEIN, ITS'HAK, 1973: Textural features for image classification. IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics. Vol SMC-3. No. 6, November 1973, p. 610-621
- HEURICH, M. 2008: Automatic recognition and measurement of single trees based on data from airborne laser scanning over the richly structured natural forests of the Bavarian Forest National Park. Forest Ecology and Management. Vol. 255, Iss. 7, pp 2416-2433
- HOPKINSON, C.; CHASMER, L.; YOUNG-POW, C.; TREITZ, P., 2004: Assessing forest metrics with a ground-based scanning lidar. Canadian Journal of Forest Research, 34, 2004, S. 573-583.
- HUANG, Z.-K., Zheng1, C.-H., Du1, X.-J., Wan1, Y., 2006: Bark Classification Based on Textural Features Using Artificial Neural Networks, in: J. Wang et al. (Eds.): ISNN 2006, LNCS 3972, pp. 355 – 360, 2006.
- HUANG Z.-K., Quan, Z.-H., Du, K., 2006: Bark Classification Based on Contourlet Filter Features Using RBPNN. D.-S. Huang, K. Li, and G.W. Irwin (Eds.): ICIC 2006, LNCS 4113, pp. 1121 – 1126
- HUANG, Z.-K., Huang, D.-S., Du, J.-X. Quan, Z.-H., Guo, S.-B., 2006: Bark Classification Based on Gabor Filter Features Using RBPNN Neural Network. I. King et al. (Eds.): ICONIP 2006, Part II, LNCS 4233, pp. 80 – 87, 2006.
- HUANG, Z.-K., Wang, Z.-F., 2007: Bark classification using RBPNN in different color space, Neural Information Processing – Letters and Reviews Vol. 11, No. 1, January 2007, p. 1-11.
- KLEMMT, H-J., 2008: Automatisierte Ermittlung forstinventurrelevanter Parameter aus 3D-Laserscanning-Daten sowie aus 2D-DendroScandaten - Eine vergleichende Feldstudie -. Tagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA 2008 (Trippstadt), S. 169-179
- KIRÁLY, G., BROLLY, G., 2007: Tree height estimation methods for terrestrial laser scanning in a forest reserve. International Archives of Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences, Volume XXXVI, Part3/ W52, 2007, S. 211-215.
- NILSON, D., EDLUND, U, 2005: Pine and spruce roundwood species classification using multivariate image analysis on bark. Holzforschung, Vol. 59, pp. 689–695, 2005
- SEIFERT, S., SEIFERT, T., 2006: Bodengestütztes Laserscanning zur Erfassung der Nadelbiomasse bei Fichte. Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA (Staufen), Tagungsband 2006, S. 86-98
- SONG, J., CHI, Z., LIU, L., FU, H., 2004: Bark classification by combining greyscale and binary texture features. Proceedings of 2004 International Symposium of Multimedia, Video and Speech Processing. Hong Kong, 450-454.
- TÖNNIES, D., 2005: Grundlagen der Bildverarbeitung. Pearson Studium, 352 S.
- VAUCHER, H., 2003: Tree barks -structure and function. Timber Press Portland, 216 S.
- WAN, Y.-Y., DU, J-X., HUANG, D.-S., CHI, Z., CHEUNG, Y., WANG, X.-F., ZHANG, G.-F., 2004: Bark Texture Feature Extraction Based on Statistical Texture Analysis. Proceedings of 2004 International Symposium on Intelligent Multimedia, Video and Speech Processing, 482-485

## Arbeitskreis Biomasse: Verfahrensempfehlungen zur Methodik der Biomasseermittlung in Kurzumtriebsbeständen

Heinz Röhle,

*Inst. für Waldwachstum und Forstliche Informatik, Technische Universität Dresden, Pianner Str. 8, 01737 Tharandt*

### **1 Vorbemerkung**

Der Arbeitskreis Biomasse innerhalb der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten hat bisher zwei Arbeitstreffen (20.11.2006 und 19.07.2007) abgehalten. Auf der ersten Sitzung wurden einleitend einige Ergebnisse von Fallstudien zu Biomasseuntersuchungen an Bäumen unterschiedlichen Alters vorgestellt sowie theoretische Überlegungen zur Methodik präsentiert. Nach einer ausführlichen Diskussion beschloss der Arbeitskreis, sich zuerst auf die Methodik der Biomasseermittlung in Kurzumtriebsbeständen zu konzentrieren und hier den Schwerpunkt auf die Bestimmung der Trockensubstanz des oberirdischen Baumkörpers (Holz- und Rindenmasse von Schaft, Ästen und Zweigen) im unbelaubten Zustand zu legen. Als grundsätzlich geeignete Methoden wurden das Probebaumverfahren (vgl. Abschnitt 3.3) und die Regressionsmethode (vgl. Abschnitt 3.4) klassifiziert, vor einer abschließenden Wertung beider Verfahren jedoch die Durchführung einer vergleichenden methodischen Studie angeregt. Beim zweiten Treffen wurden die beiden genannten Verfahren eingehend besprochen, ihre Vor- und Nachteile herausgearbeitet und erste, vorläufige Resultate zum Verfahrensvergleich präsentiert.

Im Rahmen einer Diplomarbeit (NIEMANN 2008) auf einer Pappel-Versuchsfläche in Südbrandenburg wurde dieser Verfahrensvergleich durchgeführt. Außerdem erfolgte eine Abstimmung mit der Arbeitsgruppe um Prof. Murach an der Fachhochschule Eberswalde, die sich ebenfalls mit methodischen Aspekten bei der Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen befasst. Mittlerweile liegt eine Buchpublikation aus dem Wiley-Verlag vor (REEG et al. 2009), die wesentliche Aspekte aus den drei Forschungsverbünden *DENDROM* (Fachhochschule Eberswalde), *AGROWOOD* (Technische Universität Dresden) und *AGROFORST* (Universität Freiburg) zusammenfasst und die auch einen Beitrag zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen enthält (RÖHLE et al. 2009). Aufbauend auf die dort getroffenen Feststellungen und die Beratungen im Arbeitskreis Biomasse werden im Folgenden mögliche Verfahren zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen behandelt.

### **2 Hintergrund**

In Hochwaldbeständen kann zur Erfassung von Vorrat und Zuwachs auf eine breite Palette bestens erprobter und akzeptierter Verfahren und Instrumente wie z. B. Ertragstafeln, Formzahl- und Volumenfunktionen, Einheitshöhenkurven usw. zurückgegriffen werden, weshalb sich der Messaufwand zur Ertragsermittlung, i. W. des Holzvolumens, im konkreten Einzelfall auf ein Minimum beschränkt. Für schnellwachsende Baumarten im Kurzumtrieb liegen derartige Schätzhilfen bisher noch nicht vor, die Ermittlung aller relevanten Ertragssgrößen gestaltet sich deshalb ungleich zeit- und kostenintensiver als im Hochwald. Außerdem ist bei der Kurzumtriebwirtschaft nicht das Holzvolumen, sondern die produzierte Holzmasse<sup>1</sup> von primärem Interesse, was den erforderlichen Aufwand bei der Ertragsermittlung weiter steigert.

Aus prinzipiellen Gründen lassen sich die für Hochwälder entwickelten Ertragstafeln zur Ertragsschätzung in Kurzumtriebsplantagen nicht einsetzen, weil die Ertragstafeln erstens nur Angaben zum Vorrat (Festmeter), nicht aber zur Trockenstoffproduktion enthalten, zweitens nicht auf kurze Umtreibeszeiten ausgerichtet sind, sondern Produktionsleistungen erst für Alter von 20 Jahren und darüber bereitstellen, und drittens wesentlich geringere Baumzahlen (Bestandsdichten) zugrundelegen. Auch können die aus der Landwirtschaft bekannten Methoden der Vollernte zur Ertragsermittlung einjähriger Kulturen in Kurzumtriebsbeständen nur sehr beschränkt Anwendung finden: Da es sich bei Baumplantagen um mehrjährige Kulturen handelt, ist zu einer umfassenden Leistungsbeurteilung nicht nur die zum Zeitpunkt der Ernte produzierte Biomasse von Interesse, vielmehr müssen, z. B. zur Herleitung zuwachsoptimaler Bestandsdichten und Rotationslängen, auch während des Heranwachsens der Bestände Angaben zum aktuellen Biomasseertrag bzw. zur Entwicklung der Biomassevorräte über der Zeit bereitgestellt werden.

Die enorme Bandbreite des Leistungsvermögens von Kurzumtriebsbeständen ist in erster Linie auf standörtliche Faktoren (Nährstoffausstattung, Wasserverfügbarkeit, Temperaturgeschehen) und Bestandscharakteristika

---

<sup>1</sup> Um Leistungsvergleiche zwischen verschiedenen Baumarten, Klonen und Standorten zu ermöglichen und Verzerrungen durch abweichende Holzfeuchtegehalte zu vermeiden, wird die Biomasse im Allgemeinen in Tonnen Trockensubstanz ( $t_{atro}$ ) angegeben. Das absolute Trockengewicht kennzeichnet die Masse eines Holzkörpers, der bei 103,5 °C im Trockenschrank bis zur Gewichtskonstanz getrocknet wurde. Als Leistungsgröße findet der durchschnittliche Gesamtwuchs an Biomasse in Tonnen Trockensubstanz pro Hektar und Jahr Verwendung ( $dGz\ t_{atro}/[ha*a]$ , oberirdische Biomasse im unbelaubten Zustand).

(Baumarten und Klone, Bestandsdichte) zurückzuführen. Allerdings sind im Einzelfall auch verfahrensbedingte Einflüsse nicht gänzlich auszuschließen, da zur Ermittlung des Biomasseertrages verschiedene Methoden eingesetzt werden, die nicht immer zu übereinstimmenden Ergebnissen führen. Ohne Kenntnis der Aufnahmemethodik sind die in der Literatur von verschiedenen Autoren aufgeführten Biomasseerträge schnellwachsender Baumarten deshalb nicht uneingeschränkt vergleichbar.

### 3 Verfahren zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen

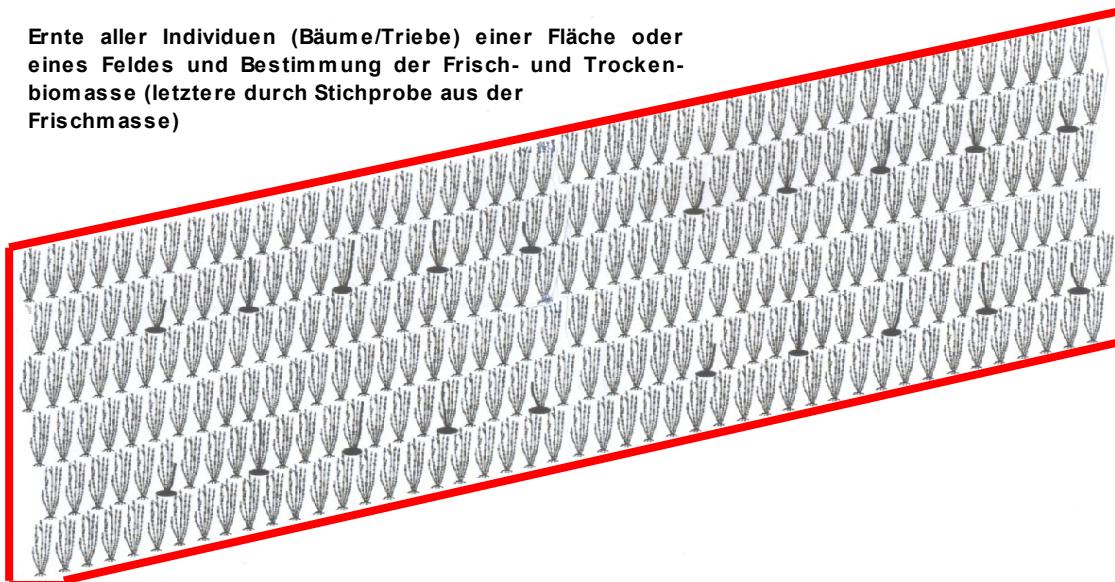
Zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen werden derzeit verschiedene Verfahren eingesetzt. Da für die einzelnen Verfahren noch keine einheitliche Nomenklatur existiert, sind neben dem vom Autor bevorzugten Terminus weitere, synonym verwendete Begriffe in Klammern aufgeführt

- Vollerntemethode (Wägung ganzer Parzellen)
- Teilerntemethode (Probeflächenverfahren)
- Probebaumverfahren (Stockerntemethode, Probestammverfahren)
- Regressionsmethode (Biomassefunktion mit destruktivem Ansatz)

Vorab sei noch bemerkt, dass alle vier genannten Methoden destruktiven Charakter besitzen, d. h. die Entnahme von Probematerial zwingend voraussetzen, weshalb sie derzeit in erster Linie für wissenschaftliche Zwecke genutzt werden. Um auch für eine breite Anwendung in der Praxis geeignet zu sein, müssten allgemeingültige Schätzer entwickelt werden, die zerstörungsfrei arbeiten (d. h. ohne Entnahme von Probematerial auskommen). Zur Herleitung allgemeingültiger Schätzfunktionen könnte im Prinzip eine ähnliche Herangehensweise wie bei der Aufstellung von Volumenfunktionen oder Massentafeln in der Forstwirtschaft gewählt werden. Dass die Aufstellung übertragbarer Funktionen mit der Regressionsmethode grundsätzlich realisierbar erscheint, konnte von RÖHLE et al. (2006) für Pappelversuchsfelder in Ostdeutschland nachgewiesen werden (vgl. Abschnitt 3.4).

#### 3.1 Vollerntemethode (Wägung ganzer Parzellen)

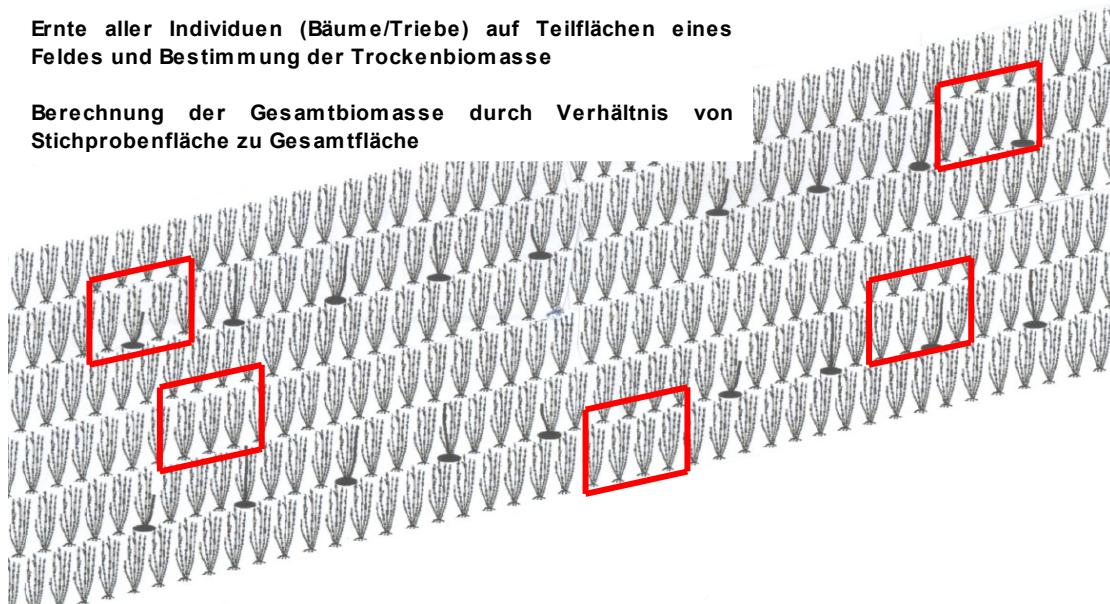
Bei diesem in der Landwirtschaft üblichen Verfahren wird eine Fläche komplett beerntet und das Erntegut verwogen (Abb. 1). Durch Trocknung einer Stichprobe des Erntegutes wird der Feuchtegehalt bestimmt und mit dessen Hilfe die Trockenbiomasse des gesamten geernteten Materials berechnet. Dieses Verfahren liefert sehr präzise Resultate, hat jedoch neben dem hohen Aufwand den entscheidenden Nachteil, dass jede Fläche nur einmal, nämlich bei der Ernte, beprobt werden kann. Da Kurzumtriebsplantagen mehrjährige Kulturen sind, kommt die Vollerntemethode nur in seltenen Fällen zur Anwendung. Steht eine Plantage jedoch turnusmäßig zur Nutzung an, kann die Schätzgenauigkeit von Stichprobenverfahren (Teilerntemethode, Probebaumverfahren, Regressionsmethode) anhand der dann bekannten, tatsächlichen Biomasse des Erntegutes überprüft werden.



**Abb. 1:** Vorgehen bei der Vollerntemethode: Alle Individuen innerhalb der umrandeten Gesamtfläche werden entnommen.

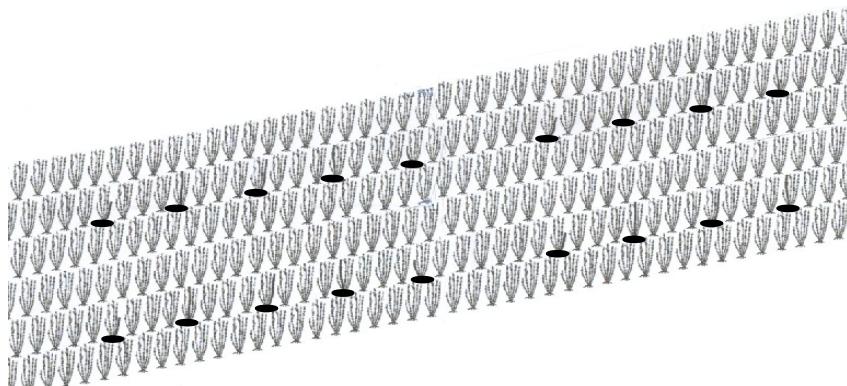
### 3.2 Teilerntemethode (Probeflächenverfahren)

Bei der Teilerntemethode werden in dem zu beprobenden Bestand Stichprobenflächen systematisch oder zufällig ausgewählt und alle Individuen auf diesen Stichprobenflächen geerntet (Abb. 2). Bei der Trockengewichtsbestimmung des Erntegutes wird wie unter 3.1 geschildert vorgegangen und anschließend die Gesamtbiomasse des Bestandes über das Verhältnis von Stichprobenfläche zu Gesamtfläche hergeleitet. Auch dieses Verfahren liefert präzise Resultate, wenn Stichprobenflächen in ausreichender Anzahl beerntet wurden. Allerdings darf hierbei der Aufwand nicht unterschätzt werden, außerdem verringert sich die Gesamtfläche nach jeder Beprobung um die Größe der beernteten Stichprobenflächen, weshalb diese Methode nur bei sehr großen Beständen geeignet sein dürfte (das betrifft insbesondere Bestände mit Rotationslängen von acht und mehr Jahren, bei denen z. B. im Ein- oder Zweijahresturnus eine Beprobung zur Ertragskontrolle stattfinden soll).



**Abb. 2:** Vorgehen bei der Teilerntemethode: Alle Individuen innerhalb der umrandeten Stichprobenflächen werden entnommen.

### 3.3 Probebaumverfahren (Stockerntemethode, Probestammverfahren)



**Abb. 3:**  
Vorgehen beim Probebaumverfahren: Alle mit schwarzen Füßen markierten Individuen (hier Stöcke mit einer Vielzahl von Austrieben) werden komplett geerntet

Diese Methode basiert auf der Auswahl und Beerntung einer Stichprobe von Individuen (Bäumen bzw. Stöcken ab der zweiten Rotation) eines Bestandes (Abb. 3). An den beprobten Individuen erfolgt die Bestimmung des Frisch- und Trockengewichtes. Im Einzelnen fallen folgende Arbeitsschritte an:

1. Ermittlung der Individuenanzahl (Bäume bzw. Stöcke) auf der Fläche
2. Entnahme einer Stichprobe (systematische oder zufällige Auswahl der zu beprobenden Individuen)

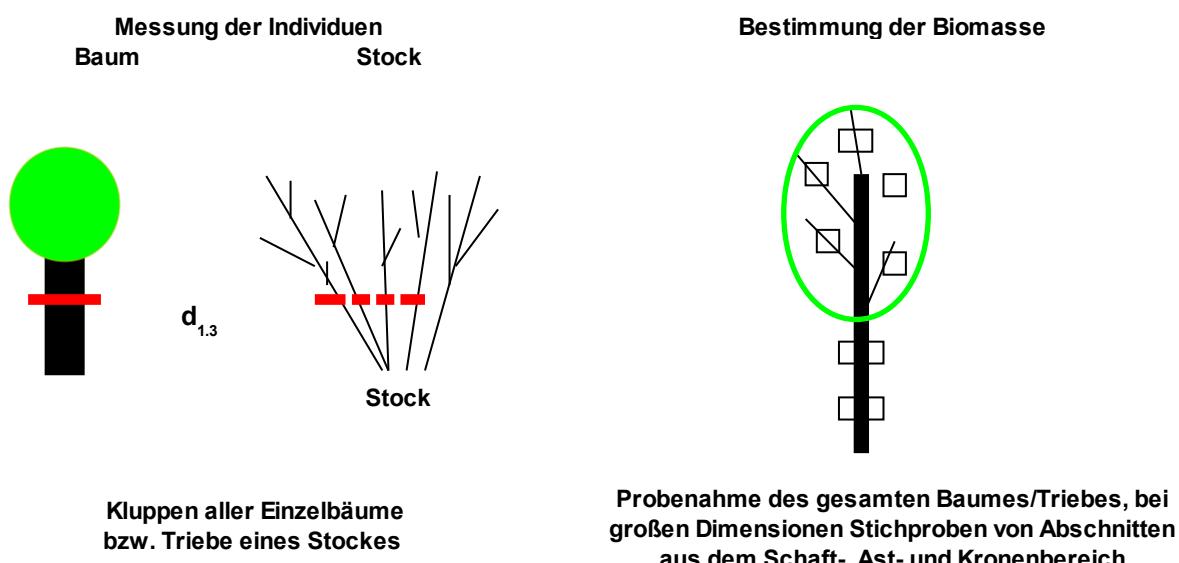
3. Ermittlung der Frischgewichte der beprobten Individuen
4. Trocknung bei 103.5 °C bis zur Gewichtskonstanz und Herleitung des Durchschnittstrockengewichts (DTG) der beprobten Individuen (mittleres Baum- bzw. Stockgewicht)
5. Berechnung der Biomasse in  $t_{\text{at}} \text{t}$  durch Multiplikation der Individuenanzahl (Bäume/Stöcke) mit dem DTG

Nach WALOTEK & MURACH (2006) ist bei dieser Methode insbesondere die Schätzung der Stockanzahl (Pflanzverband) mit Unsicherheiten behaftet, falls die Verbandsweite nicht streng gleichmäßig ist und/oder eine größere Anzahl der Steckhölzer nach der Pflanzung ausgefallen sind. Wie Untersuchungen von NIEMANN (2008) zeigen, kann die Anzahl der erforderlichen Stöcke je nach Homogenität oder Heterogenität des Bestandes sowie maximal zulässigem Fehler des mittleren Stockgewichtes durchaus Größenordnungen von bis zu 100 zu beprobenden Individuen (Stöcken) annehmen, was den zu veranschlagenden Aufwand an Zeit und Kosten stark nach oben treibt.

### 3.4 Regressionsmethode (Biomassefunktion mit destruktivem Ansatz)

Bei der Regressionsmethode werden Beziehungen zwischen dem Baum- oder Triebgewicht und anderen, leicht messbaren Dimensionsgrößen (z. B. Durchmesser, Baumhöhe) aufgestellt und mit Hilfe von Regressionsgleichungen beschrieben (VERWIJST & TELENIUS 1999). Diese Gleichungen werden als Biomassefunktionen bezeichnet. Diese Methode basiert ebenfalls auf der Auswahl und Beerntung einer Stichprobe von Individuen (Bäumen bzw. Trieben ab der zweiten Rotation). An diesen Individuen erfolgt die Bestimmung des Frisch- und Trockengewichtes (Abb. 4). Im Einzelnen fallen folgende Arbeitsschritte an:

1. Bhd-Messung aller Individuen (Bäume bzw. Triebe) auf der Gesamtfläche oder einer repräsentativen Teilfläche eines Bestandes
2. Ernte von Individuen über das gesamte Bhd-Spektrum
3. Bestimmung des Frischgewichtes der geernteten Individuen
4. Trocknung der Proben bei 103,5 °C bis zur Gewichtskonstanz und Ermittlung des Trockengewichts
5. Aufstellung einer Biomassefunktion (Beziehung zwischen dem Bhd und der Trockenbiomasse) anhand der Daten der geernteten Individuen
6. Berechnung der Flächen- bzw. Hektardaten durch Einsetzen der Bhd-Werte aller Individuen in die Biomassefunktion



**Abb. 4:** Aufnahmeeinheiten bei der Regressionsmethode: Bhd-Messung der Individuen zur Berechnung der Flächen- und Hektardaten (linke Grafik) sowie Beprobung ausgewählter Individuen über das gesamte Bhd-Spektrum (rechte Grafik).

Untersuchungen von RÖHLE et al. (2006) an Versuchsflächen in Pappelplantagen in Ostdeutschland zeigten, dass eine Vielzahl von Funktionstypen mit unterschiedlichen Erklärungsvariablen die meist sehr straffen Beziehungen

zwischen Einzelbaumbiomasse und Dimensionsgrößen zufriedenstellend beschreibt (adjustiertes Bestimmtheitsmaß  $R^2 > 0.95$ ). Neben dem Durchmesser (Bhd) führt die Einbeziehung der Baumhöhe und/oder des h/d-Wertes allerdings zu keiner signifikanten Steigerung des Bestimmtheitsmaßes. Als geeignete Standardfunktion bietet sich die allometrische Gleichung  $b = a_0 \cdot d^{a_1}$  an<sup>2</sup>, die mit dem Durchmesser nur eine Eingangsgröße erfordert und von einer Vielzahl von Autoren an verschiedenen Baumarten erfolgreich verwendet wurde (Abb. 5).

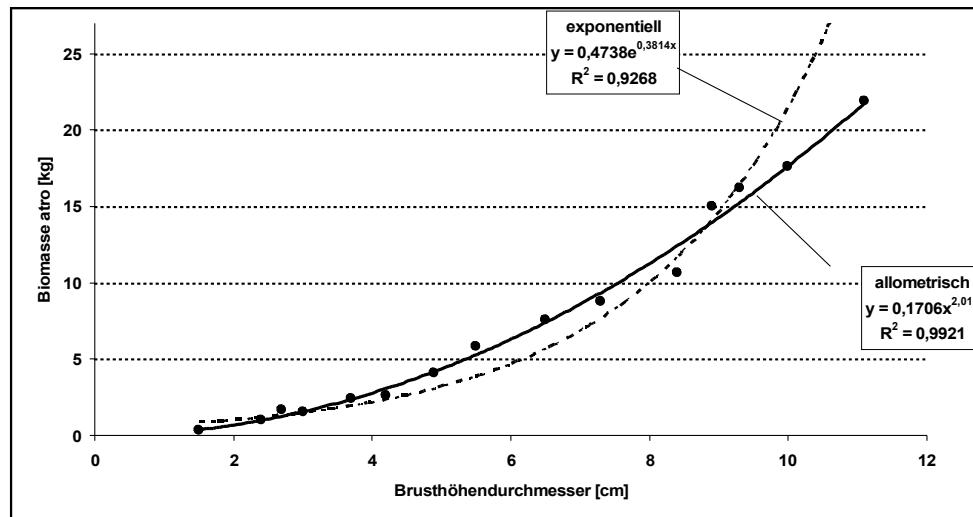


Abb. 5: Biomassefunktion für Pappel (die bessere Anpassung der allometrischen Gleichung an die Messwerte im Vergleich zu einer Exponentialfunktion ist klar ersichtlich).

Außerdem wurde deutlich, dass die Werte der Koeffizienten  $a_0$  und  $a_1$  der allometrischen Funktion keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den auf den Versuchsfeldern vorkommenden und beprobenen Klonen aufweisen. Vielmehr konnten signifikante Einflüsse sowohl der Bestandsmittelhöhe als auch der Bestandsdichte auf die Koeffizienten belegt werden. Die dabei gefundenen Abhängigkeiten sind plausibel und ertragskundlich gut interpretierbar (Abb. 6): So verlagern sich die Biomassefunktionen mit zunehmender Mittelhöhe leicht nach oben (höhere Bäume haben bei gleichem Bhd eine größere Biomasse). Außerdem nimmt die Biomasse von Bäumen bei Konstanthaltung von Bhd und Höhe mit abnehmender Bestandsdichte zu, da Bäume mit gleichen Schaftdimensionen bei geringeren Bestandsdichten eine größere Krone ausbilden und infolgedessen eine höhere Biomasse besitzen. Diese zumindest für die Untersuchungsstandorte vorgefundene Beziehungen zwischen den Koeffizienten der allometrischen Funktion und den Bestandescharakteristika dürfte die Möglichkeit zur Aufstellung verallgemeinerbarer Biomassefunktionen eröffnen, bei deren Anwendung neben den Einzelbaumdurchmessern nur wenige, leicht bestimmbare Bestandsparameter erhoben werden müssen.

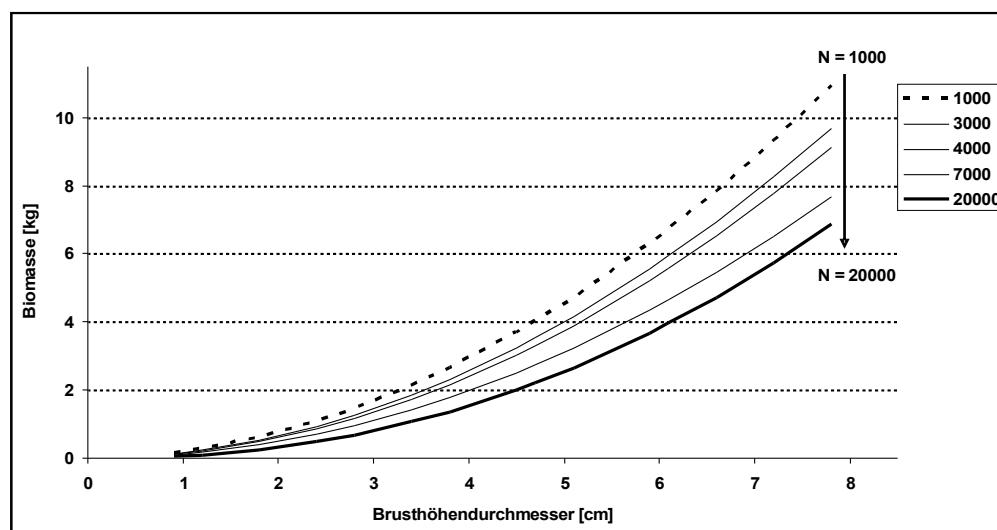


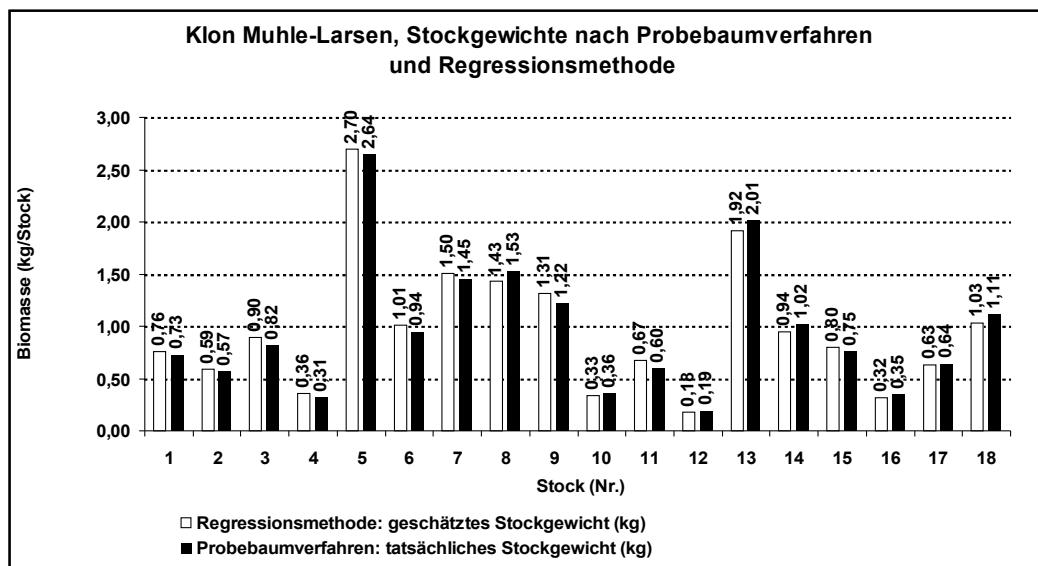
Abb. 6: Modellhafte Darstellung von Biomassefunktionen für Pappelklone in Sachsen bei unterschiedlichen Bestandsdichten (Stammzahl von 1000/ha bis 20000/ha).

<sup>2</sup> Mit b: Trockenbiomasse, d: Brusthöhendurchmesser und  $a_0$ ,  $a_1$ : Regressionskoeffizienten  
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2009

#### 4 Gegenüberstellung von Probebaumverfahren und Regressionsmethode

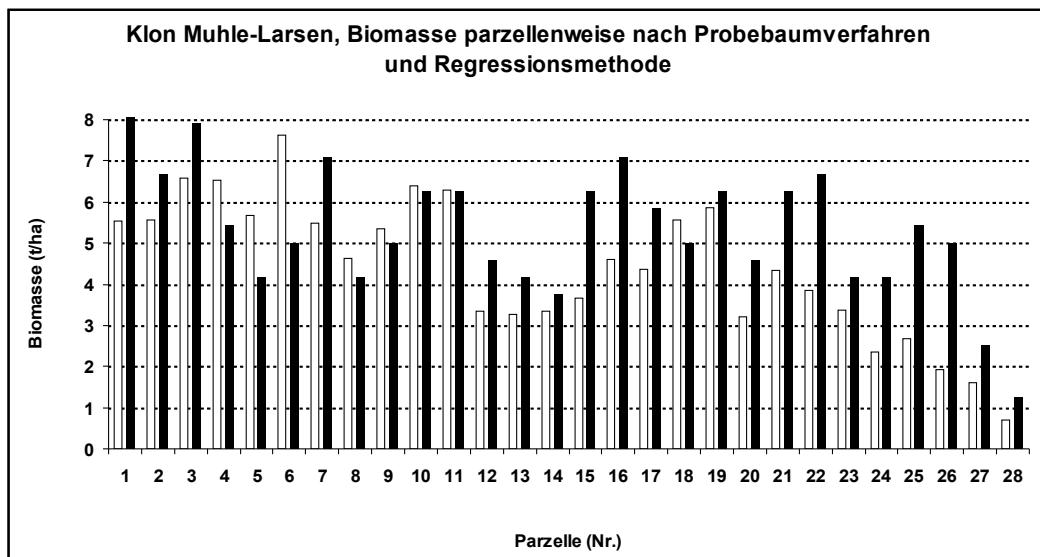
Untersuchungen von NIEMANN (2008) auf der Pappel-Versuchsfläche Großthiemig in Südbrandenburg ermöglichen einen Vergleich von Probebaumverfahren und Regressionsmethode an demselben Objekt. Auf diesem bereits mehrfachbeernteten Mutterquartier wurden für zwei Pappelklone (Androscoggins und Muhle-Larsen) je eine temporäre, aus einer Doppelreihe bestehende streifenförmige Versuchsfläche eingerichtet, die wiederum auf ganzer Länge in 10 m lange Parzellen unterteilt waren. Auf diesen Flächen wurden beide Pappelklone ertragskundlich beprobt und über das Durchmesserspektrum verteilte Triebe zur Herleitung von Biomassefunktionen (Regressionsmethode) entnommen. Zur Berechnung der klonspezifischen mittleren Stockgewichte (Probebaumverfahren) dienten nach systematischen Kriterien ausgewählte Stöcke, bei denen nach der Entnahme eine Bestimmung des Frisch- und Trockengewichts erfolgte.

Wie Abbildung 7 am Beispiel des Klons Muhle-Larsen zeigt (und ein gepaarter T-Test bestätigt), bestehen zwischen den tatsächlichen Trockengewichten der entnommenen 18 Stöcke und den mit Hilfe der Regressionsmethode geschätzten Stockgewichten keine statistisch signifikanten Unterschiede (die Durchmesser der Triebe aller Stöcke auf der Versuchsfläche, sowohl der beernteten als auch der übrigen, wurden für die Biomassebestimmung mit der Regressionsmethode gemessen). Das Gewicht einzelner Stöcke lässt sich demzufolge mit der Regressionsmethode mit hoher Genauigkeit schätzen.



**Abb. 7:** Vergleich der tatsächlichen Trockengewichte der 18 beernteten Stöcke nach dem Probebaumverfahren (schwarze Säulen) mit den geschätzten Trockengewichten nach der Regressionsmethode (weiße Säulen) für den Klon Muhle-Larsen. Ergänzend sind die gemessenen bzw. geschätzten Trockengewichte in kg über den Säulen angegeben.

Vollkommen konträr sind jedoch die Ergebnisse für den Gesamtvorrat an Biomasse: Hier ergibt die Regressionsmethode eine Biomasse von  $4.41 \text{ t}_{\text{atro}}/\text{ha}$ , das Probebaumverfahren dagegen von  $5.33 \text{ t}_{\text{atro}}/\text{ha}$ , was immerhin eine Differenz von etwa 20 % darstellt. Betrachtet man die für alle 10 m langen Parzellen nach beiden Methoden berechneten Biomassen (Abb. 8), so fällt auf, dass erstens die Biomasse auf den 28 Parzellen der Versuchsfläche des Klons Muhle-Larsen stark variiert (nach dem Probebaumverfahren in einem Bereich zwischen  $1.2 \text{ t}_{\text{atro}}/\text{ha}$  und  $8.3 \text{ t}_{\text{atro}}/\text{ha}$ ), und zweitens auf einigen Parzellen mit der Regressionsmethode, auf anderen mit dem Probebaumverfahren höhere Biomassen geschätzt werden. Ursächlich dafür ist die Inhomogenität dieser Versuchsfläche, weshalb die Entnahme von 18 Stöcken keine ausreichend genaue Schätzung der Biomasse ermöglicht. Im vorliegenden Fall lag das mit einer systematischen Stichprobe von 18 Stöcken ermittelte Stockmittelgewicht höher als der tatsächliche Gewichtsmittelwert (der zwar nicht gemessen wurde, aber mit der Regressionsmethode hinreichend genau geschätzt werden konnte, vgl. oben). Bei Akzeptanz eines Fehlers von  $\pm 10\%$  wäre für den Klon Muhle-Larsen ein Stichprobenumfang von 97 Stöcken erforderlich gewesen.



**Abb. 8:** Vergleich der Biomassen der 28 Parzellen der Versuchsfläche nach den Ergebnissen der Probebaumverfahren (schwarze Säulen) und der Regressionsmethode (weiße Säulen) für den Klon Muhle-Larsen.

## 5 Fazit

Praxistaugliche Verfahren zur raschen Bestimmung der Biomasse von Kurzumtriebsbeständen liegen in Deutschland noch nicht vor: Sie sind jedoch unverzichtbare Grundlage für die Etablierung der Kurzumtriebwirtschaft, da auf ihrer Basis alle fachspezifischen (Baumarten- und Standortwahl) sowie ökonomischen Entscheidungen (Bestandsdichte, Rotationslänge) getroffen werden.

Zur Ermittlung der Biomasse des aufstockenden Bestandes bieten sich in mehrjährigen Kulturen aus Gründen der Anwenderfreundlichkeit, aber auch aus Zeit- und Kostenaspekten, nur zerstörungsfreie Verfahren an, die auf der Basis einfach zu ermittelnder Ertragsgrößen die Biomasse hinreichend genau schätzen. Diesem Anspruch wird im engeren Sinne nur die Regressionsmethode gerecht. Deshalb sollten künftig alle Anstrengungen darauf ausgerichtet sein, allgemein anwendbare und damit klon- und standortübergreifend gültige Biomassefunktionen für Kurzumtriebsplantagen zu entwickeln.

## Literaturverzeichnis

- NIEMANN, R.: Methodische Untersuchungen zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsplantagen. Diplomarbeit, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden, 61. S., 2008
- REEG, T.; BEHMANN, A.; KONOLD, W.; MURACH, D.; SPIECKER, H. (Hrsg.): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, 355 S., 2009
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U.; GEROLD, D.; STEINKE, C.; SCHRÖDER, J.: Überlegungen zur Aufstellung von Biomassefunktionen für Kurzumtriebsbestände. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 177: S. 178-187, 2006
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U.; STEINKE, C.; MURACH, D.: Leistungsvermögen und Leistungserfassung von Kurzumtriebsbeständen. In: REEG, T. et al. (Hrsg.): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, S. 41-55, 2009
- VERWIJST, T.; TELENIUS, B.: Biomass estimation procedures in short rotation forestry. Forest Ecology and Management 121, S. 137-146, 1999
- WALOTEK, P.; MURACH, D.: Methoden bei der ertragskundlichen und pflanzenökologischen Auswertung von Feldgehölzen. 1. Fachtagung: Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen, Tagungsbericht, S. 65-74, 2006