

DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN

- SEKTION ERTRAGSKUNDE -



Jahrestagung 17.- 19. Mai 2010

Körbecke am Möhnesee (NRW)

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 2010;
herausgegeben von J. Nagel

ISSN 1432-2609

Nagel, Jürgen

Vorwort

Die Jahrestagung 2010 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten fand vom 17.- 19. Mai 2010 in Körbecke am Möhnesee statt. In 21 Fachvorträgen diskutierten über 43 Teilnehmer aktuelle waldwachstumskundliche Fragestellungen, Methoden und Ergebnisse. Auf der halbtägigen Exkursion zeigten Jörg Meißner und Günter Spelsberg waldwachstumskundliche Intensivmessflächen und das neue Forsteinrichtungsprogramm, welches die Daten aus dem Projekt virtueller Wald verwendet.



(Foto J. Nagel)

Dem Pensionär Günter Spelsberg möchte ich dafür danken, dass er uns in die Details der waldwachstumskundlichen Intensivmessflächen und die Dauerumfangmessbänder eingeweiht hat. Ihm wünsche ich alles Gute für seinen Ruhestand und hoffe, dass er auch in Zukunft weiter regelmäßig unsere Tagungen durch seine Beiträge bereichert.

Mein besonderer Dank gilt Herrn Jörg Meißner vom Lehr- und Versuchsforschamt Arnsberger Wald für die Einladung, die hervorragende Organisation und die Wahl des exzellenten Tagungsortes.

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 auf der Sektionsseite (<http://www.nw-fva.de/~nagel/SektionErtragskunde/>) bereit.

Jürgen Nagel
Obmann

Inhaltsverzeichnis

Nr.	Autor(en)	Vortrag	Seite
1	Biechele, T.; Klädtke, J.; Becker, G.	Mehrebenenanalyse als Instrument für die Modellierung des Zusammenhangs von Waldbau und Holzqualität am Beispiel des dynamischen Biege-Elastizitätsmoduls von Kanthölzern in Abhängigkeit von h/d-Wert und Durchforstungsvariante	5 - 10
2	Albrecht, A.; Kohnle, Ulrich; Nagel, J.	Parametrisierung und Evaluierung von BWinPro für Baden-Württemberg anhand von waldwachstumskundlichen Versuchsflächendaten	11 - 26
3	Fabrika, M.,; Merganič, J.	Modelling solar radiation in forest canopy for the purposes of forest growth modelling	27 - 35
4	Noack, M.	Holzmesskundliche Untersuchungen zum regionalspezifischen Einzelbaumwachstum der Sitka-Fichte (<i>Picea sitchensis</i> [BONG.] CARR.) im ostseenahen Wuchsraum Mecklenburg-Vorpommerns	36 - 43
5	Slodicak, M., Novak, J.	Evaluation of long-term experiments with thinning of Norway spruce stands	44 - 48
6	Panka, S.	Wachstum und Entwicklung der Trauben-Eiche im polnischen Tiefland	49 - 55
7	Beck, W.	Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland – waldwachstumskundliche Ergebnisse der Studie im Auftrag des BMELV	56 - 65
8	Albert, M.; Schmidt, M.	Dynamik der Standort-Leistungs-Beziehungen von Buche, Eiche, Fichte, Kiefer und Douglasie unter Klimaveränderungen in Deutschland	66 - 81
9	Kindermann, G.	Weiterentwicklung eines Kreisflächenzuwachmodells Refining a basal area increment model	82 - 95
10	Pretzsch, H.	Gesetzmäßigkeiten der Kronenformentwicklung und Wuchsraumbesetzung. Querschnittsanalyse auf der Basis langfristiger Versuchsflächen	96 - 108
11	Dieler, J.; Pretzsch, H.	Zur Kronenplastizität der Buche (<i>Fagus sylvatica</i> L.) im Rein- und Mischbestand	109-117
12	Nill, M.; Kohnle, U.; Sauter, U.H.	Kombination von Betriebsinventur- und Versuchsdaten zur Modellierung von Rindenschäden in Baden-Württemberg	118-124
13	Nothdurft, A.; Schmidt, M.	Kalibrierfähige Modelle für simultane Prognosen von Durchmesser und Höhe bei Waldinventuren – Integrierte Nutzung von Langzeitbeobachtungen auf Versuchsflächen	125-130
14	Schmidt, M.	Ein standortsensitives, longitudinales Höhen-Durchmesser-Modell als eine Lösung für das Standort-Leistungs-Problem in Deutschland	131-152
15	Rock, J.	Kohlenstoff- und Stickstoffgehalte in Aspenbiomasse	153-160
16	Špulák,O.	Limits of whole-tree harvesting of blue spruce during conversion of young substitute-tree forest stands in the Jizerské hory Mts.	161-168
17	Meiws, K.-J.	Versuche zur Vollbaumnutzung – Ein Anstoß für ein gemeinsames Konzept der Forstlichen Versuchsanstalten	169-172
18	Roßmann, J.; Meißner, J.	Der Virtuelle Wald NRW Ableitung und Bearbeitung von Bestandesdaten für Inventuren und Forsteinrichtung aus Fernerkundungsdaten	173-180
19	Biber, P.	Wachstum und rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers in selbstdurchforsteten Beständen	181-189
20	Uhl, E.	Zusammenhang zwischen mittlerem Bestandsdurchmesser und Mortalität in Waldbeständen	190-194

Mehrebenenanalyse als Instrument für die Modellierung des Zusammenhangs von Waldbau und Holzqualität am Beispiel des dynamischen Biege-Elastizitätsmoduls von Kanthölzern in Abhängigkeit von h/d-Wert und Durchforstungsvariante

Tobias Biechele, Joachim Klädtke, Gero Becker

Institut für Forstbenutzung und Forstliche Arbeitswissenschaft der Universität Freiburg,
Werthmannstr. 6, 79085 Freiburg

Einleitung

Die Nachfrage nach mittelstarkem Fichtenstammholz ist infolge des enormen Auf- und Ausbaus leistungsfähiger Profilspanerwerke stark gestiegen und es stellt sich die Frage, mit welchen waldbaulichen Produktionsstrategien diese Nachfrage langfristig am besten zu befriedigen ist. Dabei spielt neben waldwachstumskundlichen Aspekten und Risikoabwägungen auch die Holzqualität eine entscheidende Rolle. Ziel des Forschungsprojektes ist es deshalb, die Auswirkungen einer auf mittelstarke Fichtensortimente (PZ-Holz) ausgerichteten Produktionsstrategie auf die Rund- und Schnittholzqualität zu untersuchen. Grundlage der Untersuchung bildet ein zu Beginn der 1970er Jahre bei einer Oberhöhe von etwa 12 m angelegter Durchforstungsversuch mit mehreren (Z-Baum-orientierten) Durchforstungsvarianten, aus denen im Jahr 2007 43 Untersuchungsbäume mit 35-50 cm BHD (der Zieldimension von PZ-Holz) aus den Durchforstungsvarianten (schwache, mäßige und starke Auslesedurchforstung und starke Niederdurchforstung) entnommen wurden. Die aus diesen Bäumen gewonnenen 1 bzw. 2 Rundholzabschnitte wurden zu Schnitthölzern der Dimensionen 50 x 100 x 2000 mm bzw. 62 x 150 x 4000 mm eingeschnitten und an diesen mechanische Eigenschaften (dynamischer Biegeelastizitätsmodul) erfasst. In diesem Paper werden Ergebnisse eines statistisch methodischen Ansatzes dieses Forschungsprojektes vorgestellt.

Komplexe holzwissenschaftliche Fragestellungen (z.B. zum Zusammenhang von waldbaulicher Behandlung und Schnittholzqualität) bedeuten eine besondere methodische Herausforderung, da sie die Analyse hierarchisch strukturierter Daten erfordern. Hierzu wurde eine Mehrebenenanalyse durchgeführt, die für die Analyse solcher Datensätze gut geeignet ist. Dazu wurde das vorliegende Datenmaterial in 3 hierarchische Ebenen unterteilt (Schnittholzebene, Abschnittsebene, Baumebene). Ausgehend von der zentralen Fragestellung der Arbeit wurden die Einflussfaktoren der Variablen h/d-Wert und Durchforstungsvariante (beide auf der Baumebene) auf den dynamisch ermittelten Biegeelastizitätsmodul des Schnittholzes als umfassender Qualitätsparameter untersucht.

Analyse anhand von Mehrebenenanalysen

Für die vorliegende Untersuchung wurden Schnitthölzer aus Abschnitten von Untersuchungsbäumen aus verschiedenen Durchforstungsvarianten herangezogen. Es ist davon auszugehen, dass Schnitthölzer innerhalb eines Abschnittes und Baumes homogener sind als Schnitthölzer zwischen verschiedenen Abschnitten verschiedener Bäumen. Dies bedingt, dass erhobene Messwerte nicht unabhängig voneinander sind.

Standardisierte statistische Tests setzen oftmals die Unabhängigkeit der Individuen voraus. Ist diese Annahme verletzt, und dies ist bei Daten aus hierarchischen Strukturen fast immer der Fall, so sind die geschätzten Standardfehler gewöhnlicher statistischer Tests zu gering, was wiederum in fälschlicherweise als „signifikant“ gekennzeichneten Ergebnisse resultiert (Hox 2002). Mehrebenenanalysen (Multilevel Model) wurden dazu entwickelt, Variablen aus verschiedenen hierarchischen Ebenen gleichzeitig und unter Berücksichtigung der Abhängigkeit der Variablen zwischen den Ebenen zu analysieren. Die Mehrebenenanalyse schützt auch gegen eine Inflation von Parametern. Wenn Regressionen pro Abschnitt und Baumkollektive berechnet werden, wächst die Anzahl von Regressionsparametern sehr stark. Indem die Mehrebenenanalyse nicht einzelne Regressionskoeffizienten, sondern Varianzkomponenten berechnet, wird die Anzahl der zu schätzenden Parameter vermieden.

Das Ziel dieses Modellierungsteils ist es, einen methodisch-statistischen Lösungsansatz zu formulieren, und zu erproben, wie waldbauliche Faktoren (hier: h/d-Wert und Durchforstungsvariante) mit einer der holztechnologisch wichtigen Größe (hier: dynamischer Biegeelastizitätsmodul MOE_{dyn}) in Beziehung gesetzt werden können. Der MOE_{dyn} des Schnittholzes, der einen Schlüsselparameter für die Verwendung der Schnitthölzer im konstruktiven Bereich darstellt, soll vor dem Hintergrund der Einstufung in Festigkeitsklassen nach EN 338 einen möglichst hohen Wert und somit eine hohe Festigkeitsklasse erreichen. Abweichend von dem bisherigen Ergebnisteil wird auf eine statische Einteilung nach h/d-Klassen verzichtet und stattdessen der MOE_{dyn} als Kriteriumsvariable (abhängige Variable) in einer Mehrebenenanalyse eingesetzt und einzelbaumbezogene Variablen den Modellen hinzugefügt.

Bei der Erstellung der Mehrebenenmodelle wurde besonders auf die Standraumsituation eingegangen, welche durch die Variablen h/d-Wert und Durchforstungsvariante (DF-Variante) berücksichtigt wird. In der Mehrebenenanalyse wird mittels explorativer Vorgehensweise das für den vorliegenden Datensatz am besten geeignete Modell entwickelt. Hox (2002) und ENGEL (1998) schlagen dabei vor, mit dem einfachsten möglichen Modell zu beginnen, welches als Nullmodell oder Random-Intercept-Only Modell bezeichnet wird. Anschließend werden die verschiedenen Prädiktoren als unabhängige Variablen Schritt für Schritt diesem so genannten Nullmodell hinzugefügt.

Random- Intercept- Only Modell M0, Varianzverteilung und Intraklassenkorrelation

Das erste Modell, das keine unabhängigen Variablen enthält und nur die Regressionskonstante (Intercept) und deren zufällige Variation über die Gruppen darstellt, wird als Nullmodell oder Random Intercept- Only- Modell bezeichnet. Dieses Nullmodell ist unter anderem deshalb von Bedeutung, da es Informationen über die Intraklassenkorrelation (ρ) enthält. Dieser Wert ermöglicht es zu entscheiden, ob überhaupt eine Mehrebenenanalyse erforderlich ist. Ein hoher Wert zeigt an, dass die Annahme der Unabhängigkeit der Residuen verletzt ist, die Residuen korrelieren sind und demnach ein bedeutsamer Anteil der Varianz in der Kriteriumsvariable durch unabhängige Variablen aus den höheren Ebenen erklärt werden kann. Wie schon zu Beginn des Kapitels einleitend angesprochen, sind Beobachtungswerte bei Datengruppierungen hierarchischer Struktur ähnlicher innerhalb einer Gruppe als zwischen den Gruppen. Dies wiederum verstößt gegen die Annahme der Unabhängigkeit der Daten. Der Grad der Abhängigkeit kann anhand des Korrelationskoeffizienten „Intraklassenkorrelation ρ “ ausgedrückt werden. Am konkreten Beispiel: Wie stark unterscheiden sich die Individuen (Schnitthölzer) hinsichtlich ihres MOE_{dyn} innerhalb der Abschnitte und Bäume und wie stark unterscheiden sich die Individuen zwischen den Abschnitten und zwischen den Bäumen.

Die Gleichung für das Nullmodell wird wie folgt beschrieben. Für ein Schnittholz i ($i=1..I$) in Abschnitt j ($j=1..N$) aus Baum k ($k=1..K$) gilt dann für den MOE_{dyn} bzw. y_{ijk} :

$$\begin{aligned} (1) \quad y_{ijk} &= b_{0jk} + e_{ijk} && \text{Schnittholzebene} \\ (2) \quad b_{0jk} &= b_{0k} + u_{0jk} && \text{Abschnittebene} \\ (3) \quad b_{0k} &= b_0 + u_{0k} && \text{Baumebene} \end{aligned}$$

Die jeweilige Teilgleichung auf der Abschnittebene (2) und der Baumebene (3) werden in die Gleichung auf der Schnittholzebene (1) eingesetzt. Daraus ergibt sich Gleichung (4).

$$(4) \quad y_{ijk} = b_0 + u_{0k} + u_{0jk} + e_{ijk}$$

Notation:

y_{ijk} = MOE_{dyn}; b_{0jk} = Intercept Abschnitt, b_{0k} = Intercept Baum k; b_0 = Gesamt-Intercept (Gesamtmittelwert); u_{0jk} = Zufallseffekte (Abschnittebene); u_{0k} = Zufallseffekt (Baumebene); e_{ijk} = Residuen (Schnittholzebene)

In der zusammengeführten Gleichung kann zwischen einem Fixen Effekt-Teil (englisch fixed effects), der durch den Parameter b_0 dargestellt wird und einem Zufallseffekt-Teil (englisch random effects), der durch die Zufallskomponenten u und e dargestellt wird, unterschieden werden. Der Term b_0 ist ein Fixer Effekt, da für alle Abschnitte und Bäume ein gemeinsamer geschätzter MOE_{dyn} Wert gilt. Fixe Effekte sind zwischen den Gruppen gleich.

Die Terme u_{0k} , u_{0jk} und e_{ijk} sind Zufallseffekte auf den Ebenen (Baum, Abschnitt, Schnittholz). Es wird angenommen, dass diese Zufallseffekte einen Mittelwert von 0 haben und unabhängig von den Residuen e_{ijk} der Schnittholzebene sind. u_{0k} , u_{0jk} und e_{ijk} werden Zufallseffekte (Random effect) genannt, da für sie kein konkreter Wert geschätzt wird, sondern nur die Variation über die Bäume, Abschnitte hinweg (Varianzkomponenten).

In Tab.1 sind die Fixen Effekte und Zufallseffekte für das Nullmodell M0 dargestellt.

Tab.1: Ergebnis des Nullmodells M0 ohne unabhängige Variablen

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler (s.e.)	t
b_0 Intercept	9784,14	163,40	59,88*

Zufallseffekte

Level 3 „Baum“	Varianz		z
u_{0k}	σ^2_{0k}	982620	256115
Level 2 „Abschnitt“			3,84*
u_{0jk}	σ^2_{0jk}	150822	71790
Level 1 „Schnitthölzer“			2,10*
e_{ijk}	σ^2_{ijk}	769469	39245
* $p < 0,05$	Σ_{Varianz}	1902911	19,61*

Fit statistics		
AIC (smaller is better)	13759,8	
BIC (smaller is better)	13766,9	

Die in den Fit Statistics angegebenen Abkürzungen AIC (Akaike's Information Criterion) (AKAIKE 1987 zitiert aus Hox 2002), BIC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) (SCHWARZ 1978 zitiert aus Hox 2002) sind statistische Tests, anhand derer die Eignung eines Modells gegenüber einem Nullmodell ohne unabhängige Variablen getestet wird. Es wird erwartet, dass sich diese Werte verringern, wenn unabhängige Variablen dem Modell hinzugefügt werden.

Aus Tab.1 geht hervor, dass sowohl die Fixen Effekte als auch die Zufallseffekte signifikant unter $p < 0,05$ sind. Der Intercept für den MOE_{dyn} liegt bei $9784,14 \text{ N/mm}^2$. Die Schätzung des Intercepts b_0 entspricht weitgehend dem Gesamtmittelwert des MOE_{dyn} der Schnitthölzer. Die Summe der Varianzen (Σ_{Varianz}) der drei Ebenen ergibt den Wert 1902911. Für jede einzelne Ebene kann nun der Anteil der Varianz an der Gesamtvarianz bestimmt werden, der auch als Intraklassenkorrelation ρ bezeichnet wird. Hierzu dient exemplarisch für die Schnittholzebene folgende Formel (5) zur Bestimmung des Varianzanteils.

$$(5) \quad \rho = \sigma_{ijk}^2 / (\sigma_{ijk}^2 + \sigma_{ujk}^2 + \sigma_{ujk}^2)$$

Die Intraklassenkorrelation ρ zeigt den Anteil der Gesamtvarianz in MOE_{dyn} auf, der durch die einzelne Ebene (hier als Beispiel Schnittholzebene) erklärt werden kann. Anhand der Formel errechnet sich für die zweite Ebene, die Abschnittsebene, ein $\rho = 0,08$ und für die dritte Ebene, die Baumebene, ein $\rho = 0,52$. Das bedeutet, dass 8 % der Varianz des MOE_{dyn} auf die Unterschiede zwischen den Abschnitten und ungefähr 52 % der Varianz auf die Unterschiede zwischen den Bäumen zurückzuführen ist. Die restliche Varianz von 40% betrifft die Schnittholzebene. Dieser Varianzanteil von 52% kann als hoch eingeschätzt werden (Hox 2002; Mutz 2002) und kann in weiteren Modellen, in denen dem Nullmodell unabhängige Variablen auf der Baumebene hinzugefügt werden, anteilig erklärt werden.

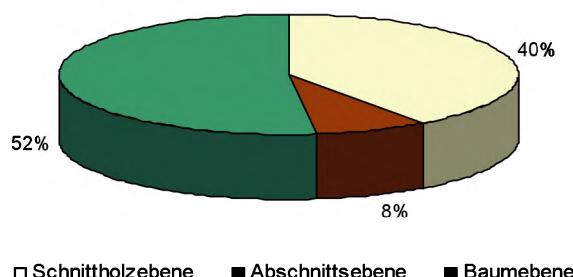


Abb.1: Graphische Darstellung der Intraklassenkorrelation auf Grundlage eines Random-Intercept-Only Modells mit drei Ebenen

Der hohe erklärbare prozentuale Varianzanteil auf der Baumebene ist von besonderem Interesse für die weiteren Schritte in der Mehrebenenanalyse, da er für den Waldbau die Chance bietet, anhand von am Baum bestimmmbaren bzw. beeinflussbaren Variablen (z.B. h/d-Wert) Anteile der erklärbaren Varianz des MOE_{dyn} auf der Baumebene erklären zu können. Dies macht Sinn, wenn man Bäume oder Abschnitte erzielen möchte, aus denen Schnitthölzer mit höheren MOE_{dyn} zu erwarten sind.

Random-Intercept-Modell M1a mit Baumvariable h/d-Wert

Im Random- Intercept- Only“ Modell (Nullmodell) konnte lediglich eine Aussage darüber gemacht werden, wie sich die Varianz auf die einzelnen Ebenen verteilt. Nun muss die Frage gestellt werden, wie viel von diesen 52% bzw. 8% durch die Aufnahme neuer unabhängiger Variablen erklärt werden kann. Allgemein wird zur Beantwortung dieser Frage immer auf einen Vergleich des vollständigen Modells inklusive unabhängiger Variablen und dem Nullmodell zurückgegriffen. Mit dem Modell M1a und der unabhängigen Variable h/d-Wert kann der Anteil der erklärbaren Varianz auf der Baumebene weiter erklärt werden.

Bei der Analyse ist zu berücksichtigen, dass bei Verwendung der Originalmetrik die Regressionskonstante b_0 (Intercept) so bestimmt wird, dass x_{ik} den Wert Null annimmt. Da ein h/d-Wert mit dem Wert 0 nicht vorkommt, wird b_0 mithin zu einem hypothetischen Bezugswert (ENGEL 1998). Dies kann geändert werden, indem der h/d-Wert nicht in Originalmetrik, sondern gesamtzentriert (Abweichung des jeweiligen h/d-Wertes vom h/d-Gesamtmittelwert) in die Schätzgleichung eingeht. Eine Zentrierung impliziert, dass die individuellen Ergebniswerte im Verhältnis zum h/d-Gesamtmittelwert interpretiert werden müssen.

Die Gleichung des Modells lautet dann für jedes Schnittholz i ($i=1..I$) in Abschnitt j ($j=1..N$) aus Baum k ($k=1..K$) für die Kriteriumsvariable MOE_{dyn} bzw. y_{ijk} :

$$(6) \quad y_{ijk} = b_{0jk} + e_{ijk} \quad \text{Schnittholzebene}$$

$$(7) \quad b_{0jk} = b_{0k} + u_{0jk} \quad \text{Abschnittsebene}$$

$$(8) \quad b_{0k} = b_0 + b_1 * x_{1k} + u_{0k} \quad \text{Baumebene}$$

Die Teilgleichungen (7) und (8) werden in (6) eingesetzt. Daraus ergibt sich Gleichung (9):

$$(9) \quad y_{ijk} = b_0 + b_1 * x_{1k} + u_{0k} + u_{0jk} + e_{ijk}$$

Notation:

$y_{ijk} = MOE_{dyn}$; e_{ijk} = Residuen (Schnittholzebene); b_{0jk} = Intercept Abschnitt; b_{0k} = Intercept Baum k; b_0 = Gesamt-Intercept (Gesamtmittelwert); u_{0k} = Zufallseffekt (Baumebene); u_{0jk} = Zufallseffekte (Abschnittsebene); x_{1k} = Wert der unabhängigen Variable x (h/d-Wert) für den Baum k; b_1 = Steigungskoeffizient des h/d-Wert

In Tab.2 sind die Fixen Effekte und Zufallseffekte für das Nullmodell M1a dargestellt.

Tab.2: Fixe Effekte und Zufallsefekte Modell M1a

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler (s.e.)	t
b ₀ Intercept	9694,34	146,57	66,14*
b ₁ h/d-Wert	75,9650	21,7346	3,50*

Zufallseffekte				
Level 3 „Baum“	Varianz			z
u _{0k}	σ^2_{0k}	735451	200765	3,66*
Level 2 „Abschnitt“				
u _{0jk}	σ^2_{0jk}	148300	69799	2,12*
Level 1 „Schnitthölzer“				
e _{ijk}	σ^2_{ijk}	769373	39235	19,61*

*p < 0,05

Fit statistics	
AIC (smaller is better)	13751,0
BIC (smaller is better)	13759,8

Die Werte des AIC und BIC nehmen ab, das vorliegende Modell M1a eignet sich demnach besser als das vorherige Modell M0.

Aus Tab.2 geht hervor, dass sowohl die Fixen Effekte als auch Zufallsefekte signifikant sind. Der Intercept b₀ gibt den durchschnittlichen MOE_{dyn} Wert für ein Schnittholz aus einem Baum mit einem mittleren h/d-Wert an. Bei einer Abweichung des h/d-Wertes vom Mittelwert um eine Einheit verändert sich der mittlere MOE_{dyn} um 76 N/mm².

Im Vergleich zum Nullmodell zeigt sich, dass durch die Aufnahme der unabhängigen Variable h/d-Wert auf der Baumebene der Varianzanteil auf dieser Ebene gesunken ist. Eine Bestimmung des erklärten Varianzanteils durch den h/d-Wert kann folglich über einen einfachen Varianzvergleich zwischen den Modellen M1a und M0 vorgenommen werden.

$$\begin{aligned} \text{Baumebene:} \\ (\sigma^2_{0k}(M0) - \sigma^2_{0k}(M1a)) / \sigma^2_{0k}(M0) \\ = 0,25 \end{aligned} \quad \begin{aligned} \text{Abschnittsebene:} \\ (\sigma^2_{0jk}(M0) - \sigma^2_{0jk}(M1a)) / \sigma^2_{0jk}(M0) \\ = 0,02 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Schnittholzebene:} \\ (\sigma^2_{ijk}(M0) - \sigma^2_{ijk}(M1a)) / \sigma^2_{ijk}(M0) = 0,00 \end{aligned}$$

Die Fehlervarianz von σ^2_k (Baumebene) im Modell M0 wird durch Einführung des Modells M1a mit der erklärenden Variable h/d-Wert um 25% ($=100*(982620-735451)/982620$) reduziert. Auf der Abschnittsebene sind es 2% ($=100*(150822-148300)/150822$), auf der Schnittholzebene sind es 0% ($=100*(769469-769373)/769469$).

Der h/d-Wert als Baumvariable erklärt erwartungsgemäß auf der Baumebene den größten Anteil (25%), während die erklärte Varianz auf den unteren Ebenen gering bis null ist. Für die Interpretation bedeutet dies, dass sich die einzelnen Bäume stark in den über alle Schnitthölzer und über alle Abschnitte eines Baumes gemittelten MOE_{dyn} - Werte (Baummittelwerte) unterscheiden. Zu 25% kann dieser Unterschied durch den h/d-Wert des Baumes erklärt werden.

Der Konfidenzintervall, in dem 95% der Werte des MOE_{dyn} liegen, lässt sich berechnen, indem der geschätzte Gesamtmittelwert des MOE_{dyn} von 9694,34 N/mm² genommen wird und die Wurzel aus der Varianz (769373) der Abweichungen des MOE_{dyn} von diesem Durchschnittswert berechnet wird. Daraus ergibt sich eine Standardabweichung von $\sqrt{769373} = 877,13$. Es kann aufgrund der Normalverteilung der Abweichungen u_{0k} (mit Mittelwert 0) davon ausgegangen werden, dass 95 Prozent der Fälle im Bereich des Mittelwertes +/- ungefähr doppelte Standardabweichung liegen (HANS 2006). Dabei zeigt sich, dass die MOE_{dyn} für die mittleren 95 Prozent zwischen $9694,34 - 1,96 * 877,13$ und $9694,34 + 1,96 * 877,13$, also zwischen 7975,17 N/mm² und 11413,52 N/mm² liegen.

Random-Intercept-Modell M1b mit Baumvariable Durchforstungsvariante

In der vorliegenden Arbeit wurde die Wahl der h/d-Klassen bei der Auswertung der Rund- und Schnittholzergebnisse damit begründet, dass innerhalb der Durchforstungsvarianten die Brusthöhendurchmesser der Untersuchungsbäume stark streuen und somit unterschiedliche Durchmesserwerte und der Konsequenz daraus unterschiedliche h/d-Werte innerhalb der einzelnen Durchforstungsvarianten vorkommen. In Modell M1b wird nun die Durchforstungsvariante als unabhängige Variable auf der Baumebene verwendet.

Die Gleichung des Modells lautet dann für jedes Schnittholz i (i=1..I) in Abschnitt j (j=1...N) aus Baum k (k=1...K) für die Kriteriumsvariable MOE_{dyn} bzw. y_{ijk}:

$$(10) \quad y_{ijk} = b_{0jk} + e_{ijk}$$

Schnittholzebene

$$(11) \quad b_{0jk} = b_{0k} + u_{0jk}$$

Abschnittebene

$$(12) \quad b_{0k} = b_0 + b_1 * x_{1k} + b_2 * x_{2k} + \dots + b_8 * x_{8k} + u_{0k} \quad \text{Baumebene}$$

Die Teilgleichungen (11) und (12) werden in (10) eingesetzt. Daraus ergibt sich Gleichung (13):

$$(13) \quad y_{ijk} = b_0 + b_1 * x_{1k} + b_2 * x_{2k} + \dots + b_8 * x_{8k} + u_{0k} + u_{0jk} + e_{ijk}$$

Notation:

$y_{ijk} = MOE_{dyn}$; b_{0k} = Intercept Abschnitt; b_{0k} = Intercept Baum k; b_0 = Intercept (Gesamtmittelwert); e_{ijk} = Residuen (Schnittholzebene); u_{0k} = Zufallseffekt (Baumebene); u_{0jk} = Zufallseffekte (Abschnittebene); b_{1-8} = Steigungskoeffizienten; x_{1k} = sADF; x_{2k} = mADF; x_{3k} = stADF; x_{4k} = stNDF; x_{5k} = sADF; x_{6k} = mADF; x_{7k} = stADF; x_{8k} = stNDF

In Tab.3 sind die Fixen Effekte und Zufallseffekte für Modell M1b dargestellt.

Tab.3: Fixe Effekte und Zufallseffekte Modell M1b

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler (s.e.)	t
b_0 Intercept	9992,37	449,48	22,23*
b_1 sADF	-257,77	606,18	-0,43 n.s.
b_2 mADF	-261,43	631,72	-0,41 n.s.
b_3 stADF	-417,25	633,93	-0,66 n.s.
b_4 stNDF	-798,71	609,55	-1,31 n.s.
b_5 sADF	685,49	735,14	0,93 n.s.
b_6 mADF	249,26	610,68	0,41 n.s.
b_7 stADF	-400,71	587,32	-0,68 n.s.
b_8 stNDF	0	.	.

Zufallseffekte

Level 3 „Baum“	Varianz		z
u_{0k}	σ^2_{0k}	842158	223120
Level 2 „Abschnitt“			3,77*
u_{0jk}	σ^2_{0jk}	148097	69740
Level 1 „Schnitthölzer“			2,12*
e_{ijk}	σ^2_{ijk}	769430	39241
$*p < 0,05$			19,61*

Fit statistics		
AIC (smaller is better)	13767,8	
BIC (smaller is better)	13787,2	

Die Werte des AIC und BIC erhöhen sich gegenüber M1a. Daraus kann abgeleitet werden, dass sich Modell M1b im Vergleich zu M1a weniger gut eignet.

Aus Tab.3 ist ersichtlich, dass die Fixen Effekte mit Ausnahme des Intercepts nicht signifikant sind, die Unterschiede im Intercept des MOE_{dyn} demnach zwischen den Durchforstungsvarianten zufällig sind und keinen statistisch nachweisbaren Gesetzmäßigkeiten unterliegen. b_0 stellt den Intercept dar, welcher den Referenzwert für den Gesamtmittelwert des MOE_{dyn} des Schnittholzes darstellt. Die Varianzkomponenten σ^2_{0k} , σ^2_{0jk} , σ^2_{ijk} sind allesamt signifikant.

Der erklärende Anteil der unabhängigen Variable Durchforstungsvariante an der erklärbaren Varianz aus M0 kann wiederum durch einen Modellvergleich zwischen M0 und M1b ermittelt werden.

$$\begin{aligned} \text{Baumebene:} \\ (\sigma^2_{0k}(M0) - \sigma^2_{0k}(M1b)) / \sigma^2_{0k}(M0) \\ = 0,14 \end{aligned} \quad \begin{aligned} \text{Abschnittsebene:} \\ (\sigma^2_{0jk}(M0) - \sigma^2_{0jk}(M1b)) / \sigma^2_{0jk}(M0) \\ = 0,02 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Schnittholzebene (Residualstreuung):} \\ (\sigma^2_{ijk}(M0) - \sigma^2_{ijk}(M1b)) / \sigma^2_{ijk}(M0) = 0,00 \end{aligned}$$

Die Durchforstungsvariante erklärt 14% der Varianz σ^2_k der Baumebene aus Modell M0. Auf der Abschnittsebene sind es 2% ($=100*(150822-148097)/150822$), auf der Schnittholzebene 0% ($=100*(769469-769430)/769469$). Die Durchforstungsvariante als Baumvariable erklärt demnach auf der Baumebene den größten Anteil (14%), während die erklärte Varianz auf den Ebenen Abschnitt und Schnittholz erwartungsgemäß gering bis nicht vorhanden ist. Der Erklärungswert der Durchforstungsvariante ist gegenüber Modell M1 mit der Baumvariable h/d-Wert um 9% geringer.

Zusammenfassende Diskussion

In den Modellen der Mehrebenenanalyse wurde der Einfluss ausgesuchter Variablen (h/d-Wert des Baumes und die Durchforstungsvariante) auf den Biegeelastizitätsmodul des Schnittholzes analysiert. Aus den Ergebnissen der Mehrebenenanalyse geht hervor, dass sich die einzelnen Bäume stark in den über alle Schnitthölzer eines Baumes gemittelten MOE_{dyn} -Werte (Baummittelwerte) unterscheiden und dieser Unterschied zu 25% durch den h/d-Wert des Baumes erklärt werden kann. Über eine h/d-Wert orientierte Steuerung können Bäume mit gewünschten h/d-Werten erzielt werden, aus denen Schnitthölzer mit höheren MOE_{dyn} zu erwarten sind. In Neuseeland wird bereits mit Geräten an Harvesteraggregaten gearbeitet, die mechanisch die Durchschallgeschwindigkeit am stehenden Baum oder an Abschnitten nach der Fällung messen. Dieses Vorgehen dient der Vorsortierung der Abschnitte, um anhand der gemessenen Durchschallgeschwindigkeiten Abschnitte zu identifizieren, welche Schnitthölzer mit höheren MOE_{dyn} erwarten lassen. In Großbritannien läuft dazu gerade ein Projekt, um diese zerstörfreien Prüfapparate an europäische Verhältnisse anzupassen (MOCHAN et al. 2009). In der Mehrebenenanalyse konnte kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der Durchforstungsvariante und dem Baummittelwert des MOE_{dyn} nachgewiesen werden. Auch wenn in der vorliegenden Untersuchung das Schnittbild so gewählt wurde, dass der marknahe Bereich mit dem Einflusses des Juvenilholzanteils ausgespart bleibt, kommt es zwischen den Schnitthölzern eines Abschnitts zu starken Unterschieden in den Werten des MOE_{dyn} .

Literaturverzeichnis

- AKAIKE, H.: Factor analysis and the AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332. 1987
 ENGEL, U.: Einführung in die Mehrebenenanalyse, Opladen , 280p.1998
 HANS, S.: Die Analyse gepoolter Daten mit Mehrebenenmodellen. Einstellungen zu Zuwanderern im europäischen Vergleich. Freie Universität Berlin, Institut für Soziologie, Garystraße 55, D-14195 Berlin.2006
 HOX, J.: Multilevel analysis. Techniques and applications. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. 2002
 MUTZ, R.; SEELING, U.: Mehrebenenanalyse in der Holzforschung am Beispiel der Modellierung der Ästigkeit von Fichtenrundholz in Abhängigkeit vom Standraum und BHD. *Forstarchiv*, 73(5), 179-186.2002
 MOCHAN, S.; MOORE, J.; CONNOLLY, T.: Using acoustic tools in forestry and the wood supply chain. Technical Note. Forestry Commission, UK.2009
 SCHWARZ, G.: Estimating the dimension of a model. *Annals of statistics*, 6, 461-464. 1978

Abstract

Research on wood quality (e.g. influence of silvicultural treatment on wood quality) often means to have to deal with methodical challenges because data is embedded in hierarchical structures. To deal with this methodical issue a hierarchical mixed model was conducted and data separated into three hierarchical levels (timber level, log level and tree level). Following the research question, the influence of parameters such as h/d ratio and thinning regime on the quality parameter stiffness were measured. The results of the hierarchical mixed model show that average stiffness of all timber of a tree differs between the trees. The h/d ratio partially explains this difference. Considering this, the h/d ratio contributes to reach trees with desired high stiffness timber. Stiffness values vary inside the logs, which can be explained by the sawing pattern.

Parametrisierung und Evaluierung von BWinPro für Baden-Württemberg anhand von waldwachstumskundlichen Versuchsflächendaten

Axel Albrecht¹⁾, Ulrich Kohnle¹⁾, Jürgen Nagel²⁾

¹⁾ Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Postfach 708, 79007 Freiburg

Email: axel.albrecht@forst.bwl.de

²⁾ Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abt. A Waldwachstum, Grätzelstr. 2, 37075 Göttingen

Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag wird über ein kurz vor der Fertigstellung befindliches Projekt berichtet, dessen Ziel die Parametrisierung von vier Modellgleichungen des Waldwachstumssimulators BWinPro sowie die Evaluierung dieser Parametrisierung ist. Mit der Parametrisierung sollen die Wachstumsverhältnisse von Baden-Württemberg in BWinPro besser darstellbar werden. Als Datengrundlage wurden die langfristigen waldwachstumskundlichen Versuchsflächen von Baden-Württemberg verwendet, von denen 70% für die Parametrisierung und 30% für die Evaluierung reserviert wurden. In dieser Datengrundlage enthalten sind die Baumarten Buche, Eiche, Douglasie, Fichte, Tanne, Europäische und Japanische Lärche sowie Kiefer und Schwarzkiefer. Für diese Baumarten wurden die Modellgleichungen zur Prognose des Kronenansatzes und des Durchmesserwachstums angepasst. Aufgrund eingeschränkter Datenverfügbarkeit wurden die Modellgleichungen zur Schätzung von Kronenbreite und Höhenzuwachs nur für einige dieser Baumarten durchgeführt.

Die Parametrisierung zeigte insgesamt befriedigende Ergebnisse. Die Modellkoeffizienten zeigten überwiegend signifikante Unterschiede zu den nordwestdeutschen Werten an. Die Funktion zur Schätzung des Durchmesserwachstums (logarithmierter Grundflächenzuwachs) ließ jedoch erkennen, dass weitere Anpassungsschritte nötig sind. Die Bearbeitung der Evaluierung ist gegenwärtig noch nicht abgeschlossen, so dass die Verbesserung der Vorhersagen auf der Grundlage der neu ermittelten baden-württembergischen Koeffizienten im Vergleich zur nordwestdeutschen Version noch nicht quantifiziert werden kann. Es zeichnet sich bisher jedoch beispielhaft ab, dass die Anpassung der Höhenwachstumsfunktion eine klare Verbesserung herbeiführt.

Einleitung

Der Einsatz von Waldwachstumssimulatoren (WWS'en) ist in Deutschland unterschiedlich stark ausgeprägt. Während in Bayern Silva z. B. in die Forsteinrichtung Eingang gefunden hat, und in Niedersachsen BWinPro und WaldPlaner im öffentlichen und Privatwald zum Einsatz kommen, ist in Baden-Württemberg derzeit kein WWS großflächig im Einsatz. Dies beruht auf den Prognose-Unsicherheiten, die allgemein immer noch mit WWS'en verknüpft sind. Vermutlich ist jedoch für viele praktische waldwachstumskundliche Fragestellungen im Forstbetrieb die aktualisierte Zuwachsschätzhilfe für Baden-Württemberg (Bösch 2001) ausreichend. Da WWS'en jedoch für Anwendungen im Forstbetrieb, aber beispielsweise auch in der Forschung (Forstökonomie) ein umfangreiches Arbeitswerkzeug darstellen könnten, wird angestrebt, einen für die waldbaulichen und naturalen Gegebenheiten des Landes Baden-Württemberg speziell angepassten WWS zu entwickeln. In diese Bestrebungen sind auch bisherige Arbeiten einzuordnen, die sich mit den Prototypen WaSi, W+ (Yue et al. 2008), PEP aber auch mit dem bestehenden WWS Silva (Albrecht 2007, Mette et al. 2009) beschäftigen.

BWinPro ist wie Silva ein Einzelbaum-WWS, da mit Hilfe der Wachstumsfunktionen das Wachstum von Einzelbäumen berechnet wird. Ein wesentlicher Unterschied zwischen Silva und BWinPro liegt darin, dass Silva zur Berücksichtigung der Konkurrenzverhältnisse die tatsächlichen Baumpositionen und Baumnachbarschaftsverhältnisse verwendet (Index Kronenkonkurrenz um Licht, kurz KKL, als positionsabhängiges Konkurrenzmaß), während der c66-Index in BWinPro standardmäßig ein positionsunabhängiges Konkurrenzmaß darstellt. Silva wurde anhand eines baden-württembergischen Datensatzes bereits evaluiert. Feinkalibrierung von Silva für die regionaltypischen Wachstumsbedingungen ist allerdings nur für das Höhenwachstum, nicht für das Durchmesserwachstum möglich, da der Programmcode nicht allgemein zugänglich ist. Das open-source-Konzept von BWinPro ermöglicht hingegen eine solche Anpassung an regionale Verhältnisse. Nicht nur die Parametrisierung vorhandener Modellgleichungen kann im Zuge einer solchen Anpassung durchgeführt werden, sondern es können vom Software-Benutzer auch andere, ev. auf das beabsichtigte neue Gültigkeitsgebiet besser abgestimmte Modellgleichungen verwendet werden.

Für die Anpassung von BWinPro an baden-württembergische Wachstumsverhältnisse wurden vier zentrale Modellgleichungen anhand von waldwachstumskundlichen Versuchsflächendaten kalibriert. Zunächst wurden die Modellkoeffizienten zur Schätzung von Kronenansatz und Kronenbreite angepasst, und in einem zweiten Schritt wurden die Modelle für den logarithmierten Grundflächenzuwachs und den Höhenzuwachs angepasst.

Nach diesen Modellanpassungen wurde auf der Grundlage zweier Datensätze, die nicht für die Anpassungen verwendet wurden, evaluiert, wie sich die Vorhersagegüte durch die Modellparametrisierung verändert. Für den ersten Datensatz wurden ca. 30 % vom gesamten Datensatz für Evaluierungszwecke zufällig abgetrennt, 70% wurden für die Modellanpassung belassen. Ein zweiter, deutlich kleinerer Evaluierungsdatensatz besteht aus Versuchsflächen, auf denen die Baumpositionen größtenteils bekannt sind. Dieser Datensatz wurde bereits für die Evaluierung von Silva verwendet, so dass ein direkter Vergleich der beiden Simulatoren möglich wurde.

Folgende Fragestellungen wurden bearbeitet:

- Sind die Koeffizienten für die Modelle der Kronenansatzhöhe, der Kronenbreite und des Durchmesserwachstums signifikant verschieden von denen der nordwestdeutschen Parametrisierung (Nagel 2005)?
- Um wie viel Prozent verringert sich der relative Jahrzehnt-Bias von Dg, D100, Hg und H100 durch die Anpassung von BWinPro an baden-württembergische Versuchsflächendaten im Vergleich zur Schätzung mit nordwestdeutschen Modellkoeffizienten?
- Weicht der relative Jahrzehnt-Bias des Dg-Kollektivs von dem des D100-Kollektivs signifikant ab?

Material und Methoden

Parametrisierungsdatensatz

Je nach Datenverfügbarkeit wurden für die in der Einleitung genannten vier Modellgleichungen verschiedene Baumarten berücksichtigt. In Tabelle 1 ist markiert, welche Gleichung für welche Baumart angepasst wurde. Für Schwarzkiefer und die beiden Lärchenarten lagen nicht genügend Daten für die Parametrisierung der Kronenbreiten- und der Höhenzuwachsfunktion vor.

Tabelle 1: Übersicht über die Modellfunktionen und die ausgewählten Baumarten.

Baumart	Eiche	Buche	Fichte	Tanne	Dgl	Kiefer	Schw. Kiefer	Eur. Lä	Jap. Lä
BA-Code Nds.	110	211	511	521	611	711	712	811	812
Kronenansatz	•	•	•	•	•	•	•	•	•
Kronenbreite	•	•	•	•	•	•	•		
log(Grundflächenzuwachs)	•	•	•	•	•	•	•	•	•
Höhenzuwachs	•	•	•	•	•	•	•		

Abbildung 1 stellt als Häufigkeitsdiagramm dar, dass das Parametrisierungsdatenmaterial vorwiegend die zweite Hälfte des 20. Jahrhunderts abdeckt. Insbesondere sind die Zuwachsperioden seit den 1970er Jahren stark repräsentiert. Weiterhin zeigt sich, dass die Buche (*Fagus sylvatica* [L.]) in den Versuchsflächendaten im Vergleich zu ihrer allgemein großen Bedeutung als Laubbaumart in Baden-Württemberg unterrepräsentiert ist. Bemerkenswert sind außerdem die hohen Anteile der Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* [Mirbel] Franco) ab ca. 1980.

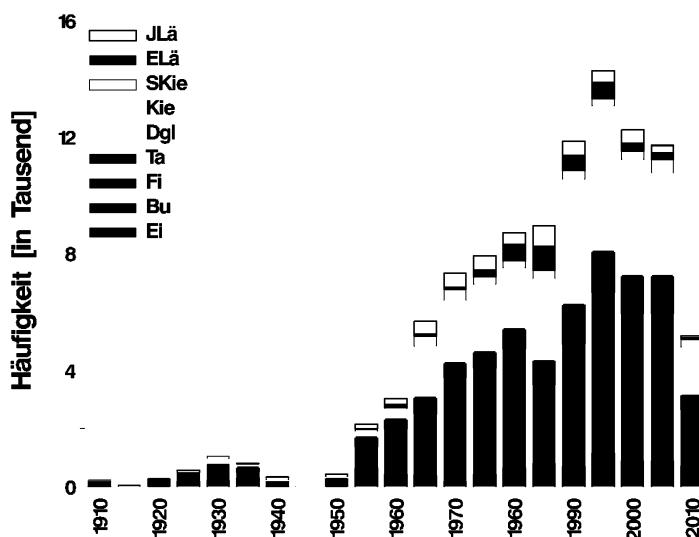


Abbildung 1: Baumartendifferenziertes Häufigkeitsdiagramm der Baumbeobachtungen, die für die Parametrisierung des Durchmesserzuwachses verwendet wurden. JLä: Japanische Lärche (*Larix kaempferi* [Lamb.] Carrière), ELä: Europäische Lärche (*Larix decidua* [Mill.]), SKie: Schwarzkiefer (*Pinus nigra* [J.F.Arnold]), Kie: Waldkiefer (*Pinus sylvestris* [L.]), Dgl: Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* [Mirbel] Franco), Ta: Weisstanne (*Abies alba* [Mill.]), Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.), Bu: Buche (*Fagus sylvatica* [L.]), Ei: Stiel- (*Quercus robur* [L.]) und Traubeneiche (*Quercus petraea* [Mattuschka] Liebl.).

Bei der Auswahl der Versuchsflächendaten für die Parametrisierung und Evaluierung wurden einige grundlegende Filterkriterien angewendet, um die Gültigkeit der erarbeiteten Modellkoeffizienten für Baden-Württemberg sicherzustellen.

- Von den Douglasienversuchsflächen wurden die Provenienzen BC Interior (alle Salmon-Arm, 31, 310) nicht verwendet.
- Bei Schwarzkiefer-Versuchsflächen wurde die Provenienz Korsika nicht verwendet (Šeho et al. 2010).
- Versuchsflächen, die kleiner als 0,15ha sind und eine Spitzenhöhe (H100) von 25m überschreiten, wurden nicht verwendet, da die Flächengröße ab diesem Entwicklungszustand nicht mehr ausreichend für die bestandesweise Betrachtung der Konkurrenzverhältnisse ist (c66).
- Ungleichaltrige und strukturelle Bestände wurden für die Parametrisierung des Höhenzuwachses nicht verwendet, da die Eigenschaft ‚Alter‘ in den Versuchsflächen nur bestandesweise erhoben wird. Bestände mit variierendem Einzelbaumalter innerhalb eines Bestandes konnten deshalb nicht berücksichtigt werden.

Übersicht über die parametrisierten Funktionen

Es wurden im ersten Schritt die Modelle zur Schätzung der Kronenansatzhöhe sowie der Kronenbreite parametrisiert. Diese Kronenfunktionen mussten zuerst parametrisiert werden, da diese geschätzten statischen Kronendimensionen Eingangsgrößen für die Berechnung des Konkurrenzmaßes in BWinPro (c66) sind, welches wiederum als Prädiktor in das Modell zur Schätzung des Durchmesserwachstums eingeht. Die mit Hilfe der Regressionsanalysen ermittelten Koeffizienten für die Kronenfunktionen wurden an BWinPro übergeben. Die in BWinPro hinterlegten Modellgleichungen wurden hierbei nicht verändert, lediglich die Koeffizienten wurden neu berechnet. Anschließend wurden die Versuchsflächen des Parametrisierungsdatensatzes in BWinPro eingelesen (Datenbank ‚localdata.mdb‘, Tabellen ‚Baum‘, ‚Parz‘ und ‚Auf‘). Als Ergebnis dieses Einlesens stand daraufhin für den Ist-Zustand ergänzend der c66-Wert jedes Einzelbaums zur Verfügung.

Das Modell zur Berechnung der Kronenansatzhöhe (KrA) [1] berücksichtigt als Prädiktoren Höhe (h) und Brusthöhendurchmesser (d) des Einzelbaums und die Spitzenhöhe (H100), also die Höhe der 100 dicksten Bäume je ha.

$$KrA = h * (1 - \exp(-\text{abs}(p0 + p1 * (\frac{h}{d}) + p2 * d + p3 * \ln(H100)))) \quad [1]$$

Für die Parametrisierung wurden ausschließlich Baumbeobachtungen verwendet, bei denen sowohl der Kronenansatz als auch die Baumhöhe gemessen wurden. Insgesamt standen 148.408 gemessene Kronenansatzhöhen zur Verfügung.

Das Modell zur Berechnung der Kronenbreite (KrBr) [2] berücksichtigt als einzigen Prädiktor den Brusthöhendurchmesser eines Baumes (d). Es wurden Daten von insgesamt 4610 Bäumen verwendet.

$$KrBr = (p0 + p1 * d)(1 - \exp(-(\frac{d}{p3})^{p2})) \quad [2]$$

Der Durchmesserzuwachs wird in BWinPro als logarithmierter Grundflächenzuwachs des Einzelbaums in m² [ln(ig)] berechnet, der daraufhin programmintern umgerechnet wird in den Durchmesserzuwachs [3]. Als Prädiktoren liegen der Modellschätzung das logarithmierte Alter, die logarithmierte Kronenmantelfläche, der c66-Wert sowie die eingeschränkte Veränderung des c66-Wertes (c66c) zugrunde.

$$\ln(ig) = p0 + p1 * \ln(km) + p2 * \ln(Alter) + p3 * C66 + p4 * C66c + p5 * \ln(adiff) + \varepsilon \quad [3]$$

Der Modellterm p5*ln(adiff) bezieht sich auf die Periodenlänge (adiff=Anzahl Jahre zwischen aktueller und Voraufnahme), für die der jeweilig beobachtete Grundflächenzuwachs vorliegt. Da die Prognoseschritte in BWinPro fünf Jahre betragen, kann dieser Term wegfallen, sofern die beobachteten Zuwächse bereits fünfjährige Intervalle beschreiben. Für die Grundflächenzuwachsfunktion lagen 102.746 Beobachtungen vor.

Für die Modellierung der Baumhöhen bei Bäumen, für die keine Messhöhe vorliegt, wurden zunächst empirische Richtungsfelder (Wolf'sche Richtungsfelder) berechnet. Diese Richtungsfelder sind durchschnittliche Einzelbaum-Höhenzuwächse gruppiert nach Alters- und Höhenstufen und wurden berechnet als

$$\overline{ih}_{Ba,A,H} = \frac{\sum ih_{Ba,A,H}}{n_{Ba,A,H}} \quad [4]$$

mit

Ba: Baumart

A: Altersstufe (10 Jahre)

H: Höhenstufe (2 m)

Für die Berechnung dieser durchschnittlichen Höhenzuwächse wurden insgesamt 45.739 gemessene Einzelbaum-Höhenzuwächse verwendet. An diese Durchschnittswerte wurde dann die Sloboda-Funktion [5] angepasst (OLS in SAS 9.1 mit Prozedur NLIN).

$$\overline{ih}_{Ba,A,H} = p1 * \frac{H}{A^{p0}} * \frac{\log(65^{p2})}{H} \quad [5]$$

mit

Ba: Baumart

A: Altersstufe (10 Jahre)

H: Höhenstufe (2 m)

Für den Vergleich der baden-württembergischen Anpassung dieser vier Modellgleichungen mit der nordwestdeutschen Modellversion wurden die Konfidenzintervalle der baden-württembergischen Koeffizientenschätzungen mit den nordwestdeutschen Koeffizienten verglichen. Lagen die nordwestdeutschen Schätzwerte dabei innerhalb des baden-württembergischen Konfidenzintervalls, so wurde die jeweilige Koeffizientenschätzung als nicht signifikant verschieden von der nordwestdeutschen Schätzung interpretiert. Für alle Signifikanztests wurde das Fehlerniveau $\alpha=0,05$ verwendet.

Da mit Ausnahme des Grundflächenzuwachsmodells alle Modellschätzungen mit nicht-linearen Verfahren durchgeführt wurden, wurde als zusätzliche Interpretationshilfe die Korrelationsmatrix der Koeffizientenschätzung erstellt. Dabei wird beurteilt, wie hoch das Maß an Korrelation zwischen den Koeffizienten ist. Je höher diese Korrelation, umso weniger eindeutig ist die Schätzung eines Koeffizienten. Das bedeutet, wenn eine hohe Korrelation vorliegt, dann können auch andere Schätzwerte der korrelierten Koeffizienten zum gleichen Ergebnis der Modellschätzung führen. Da solche Korrelationen unerwünscht sind, gilt ein Wert von 0,95 als maximaler Grenzwert.

Aufgrund der ansteigenden Korrelationen zwischen den Prädiktoren wurde der Varianzinflationsfaktor (VIF) berechnet, der als Maß für die Kollinearität gelten kann. Sein Wert sagt aus, wie viel der Varianz der Koeffizientenschätzung eines bestimmten Prädiktors sich aufgrund von Kollinearität mit den anderen Prädiktoren erhöht. Der Varianzinflationsfaktor wurde für jeden Prädiktor i berechnet nach [6]

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R^2} \quad [5]$$

wobei R^2 das Bestimmtheitsmaß des linearen Regressionsmodells ist, in dem der Prädiktor i als Antwortvariable durch alle anderen Prädiktoren geschätzt wird. Werte von 10 werden als starke Kollinearität bezeichnet (Fahrmeir et al. 2007). Der VIF kann auch interpretiert werden als \sqrt{VIF} -faches des unkorrelierten Standardfehlers (Mayer et al. 2005).

Evaluierungsdatensatz

Im Evaluierungsdatensatz 1 sind 375.699 Bäume enthalten, die sich ähnlich wie der Parametrisierungsdatensatz zu ca. 50% auf Fichte, ca. 15% auf Douglasie, je ca. 10% auf Kiefer, Buche und Tanne verteilen. Nur in geringen Anteilen sind Eiche, Schwarzkiefer, Europäische und Japanische Lärche vertreten.

Der Evaluierungsdatensatz 2 besteht aus insgesamt ca. 19.000 Bäumen, die sich etwa hälftig auf Buchen und Fichten verteilen. Eine nähere Beschreibung dieses Datensatzes ist in Albrecht et al. (2009) zu finden.

Evaluierungsmethoden

Die Fortschreibung der Evaluierungsdatensätze erfolgte für 2 Wachstumsperioden, also insgesamt 10 Jahre. Für die am Ende verbliebenen Bäume wurden bestandesweise Kennwerte errechnet (Simulationsdaten). Da die Datenaufnahme auf den Versuchsflächen nicht immer genau in 5-Jahres-Abständen erfolgte, wurden die gemessenen Daten (Realdaten) linear interpoliert. Für diese Interpolation wurde die jeweilige Datenaufnahme ausgewählt, die am nächsten an dem Bezugszeitraum von 10 Jahren erfolgt war (8-12 Jahre). Diese interpolierten Realdaten wurden dann mit den prognostizierten verglichen, um Abweichungen zu quantifizieren.

Für Vergleichszwecke wurde die Simulation nicht nur mit den neu ermittelten Koeffizienten für Baden-Württemberg berechnet, sondern zusätzlich auch mit den nordwestdeutschen.

Die Abweichung zwischen realen und mit Hilfe des WWS fortgeschriebenen Werten wird auch als BIAS bezeichnet (Pretzsch et al. 2002, Vanclay und Skovsgaard 1997, Windhager 1999). Neben anderen

Evaluierungskenngrößen wie Präzision und Treffgenauigkeit ist der BIAS die zentrale Kenngröße für die Beurteilung der Modellqualität. Für die vorliegende Arbeit wurde deshalb der BIAS (\bar{e}) ausgewählt und nach [6] berechnet.

[6]

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

mit

x_i : fortgeschriebener Wert

X_i : realer Wert

Der Modell-BIAS kann nicht nur als absoluter, sondern auch als relativer Wert ausgedrückt werden, wenn man ihn durch den Mittelwert der realen Werte (\bar{X}) teilt. Relative Werte eignen sich besonders für Vergleichszwecke, wenn z. B. mit anderen Untersuchungen oder zwischen verschiedenen Einzelbaum- oder Bestandeswerten verglichen werden soll. Absolute BIAS-Werte sind hingegen besonders für praktische Fragestellungen relevant, wenn z. B. die Abweichungen der Durchmesser oder der Durchmesserzuwächse pro Forsteinrichtungsjahrzehnt von Interesse sind. Ebenso um die Vergleichbarkeit mit anderen Untersuchungen herzustellen, wurde der BIAS als Jahrzehnt-BIAS berechnet, also bezogen auf die einheitliche Beobachtungsdauer von 10 Jahren.

Als Evaluierungskenngrößen wurden die Grundfläche (G), das Derbholzvolumen (V), die Höhe des Grundflächenmittelstamms (Hg), die Spitzenhöhe (H100), der Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (Dg) und der Durchmesser der 100 stärksten Bäume (D100) ausgewählt.

Die Quantifizierung einzelbaumweiser Abweichungen ist im Rahmen der vorliegenden Arbeit bislang nicht erfolgt, wird jedoch in noch folgenden Auswertungen berücksichtigt werden.

Ergebnisse

Parametrisierung – Koeffizienten, Anpassungsstatistiken und Residuenanalysen

Kronenansatz

Die Ergebnisse für die Anpassung der Kronenansatzfunktion [1] sind in Tabelle 2 dargestellt. Nicht signifikante Parameter sind in der Tabelle kursiv gedruckt, und Schätzwerte, die sich nicht signifikant von den nordwestdeutschen Werten unterscheiden, sind grau eingefärbt. Bei den Schätzwerten für Buche ist auffällig, dass drei der vier Parameter nicht signifikant verschieden von den nordwestdeutschen Schätzwerten sind (p0-p2). Außerdem ist der Term p1 insgesamt nicht signifikant. Die Modulkoeffizienten für Douglasie und Kiefer unterscheiden sich von den nordwestdeutschen und sind signifikant. Bei Europäischer Lärche zeigt sich, ähnlich wie bei Buche, der Term p1 als nicht signifikant. Zusätzlich ist auch der Parameter p3 nicht signifikant und nicht von dem nordwestdeutschen Wert signifikant verschieden. Die Koeffizientenschätzungen für Eiche sind den nordwestdeutschen ähnlich, da sich die Parameter p2 und p3 nicht signifikant von den nordwestdeutschen unterscheiden. Bei Fichte ist ersichtlich, dass der Parameter p2 nicht signifikant ist. Der absolute Wert für die Koeffizientenschätzung liegt unter 0,000 und zeigt damit einen insgesamt sehr geringen Beitrag an. Im Modell für die Japanische Lärche ist ausschließlich der Koeffizient für p1 signifikant. Da folglich die drei anderen Werte nicht signifikant sind, ist das Kronenansatzmodell für diese Baumart fraglich. Im Modell für Schwarzkiefer ist der Term p1 nicht signifikant, in dem für Tanne hingegen der Term p2. Alle Koeffizienten der beiden letztgenannten Baumarten unterscheiden sich signifikant von denen in Nordwestdeutschland.

In Spalte „Correlp0“ sind die Korrelationen zwischen Parametern aufgelistet. Es ist ersichtlich, dass keine der Parameter mit Werten über 0,95 mit dem Parameter p0 korrelieren. Es zeigt sich jedoch, dass die Werte für Parameter p3 höher als für die anderen Parameter liegen. Für die Baumarten Douglasie, Europäische und Japanische Lärche, Fichte, Schwarzkiefer und Kiefer unterschreiten die Werte sogar -0,8, was systematische negative Zusammenhänge andeutet. Die Beträge der restlichen Korrelationen p1-p2, p1-p3 sowie p2-p3 lagen durchwegs unter 0,95. Die meisten dieser Werte lagen jedoch zwischen 0,8 und 0,95, was leichte Zusammenhänge andeutet (Werte nicht in Tab. 2 enthalten).

Tabelle 2: Koeffizientenschätzung der Kronenansatzfunktion. Nicht signifikante Parameter sind kursiv gedruckt; Schätzwerte, die sich nicht signifikant von den nordwestdeutschen Werten unterscheiden, sind grau eingefärbt. Die Werte der Spalte CorrelP0 bezeichnen das Maß der Korrelation (Korrelationsmatrix) zwischen dem jeweiligen Koeffizientenschätzwert mit dem des Koeffizienten p0.

Baumart	Parameter	Estimate	StdErr	LowerCL	UpperCL	Prob	CorrelP0
Bu	p0	0.365	0.080	0.209	0.522	0.00	
	p1	0.052	0.043	-0.032	0.137	0.23	-0.13
	p2	-0.002	0.001	-0.003	0.000	0.04	0.20
	p3	0.067	0.030	0.008	0.127	0.03	-0.78
Dgl	p0	-1.329	0.036	-1.399	-1.259	0.00	
	p1	0.502	0.024	0.456	0.548	0.00	0.43
	p2	-0.002	0.000	-0.002	-0.001	0.00	0.62
	p3	0.470	0.017	0.437	0.503	0.00	-0.89
ELae	p0	1.826	0.325	1.187	2.465	0.00	
	p1	-0.034	0.138	-0.305	0.236	0.80	0.27
	p2	-0.009	0.002	-0.014	-0.004	0.00	0.41
	p3	-0.187	0.130	-0.442	0.067	0.15	-0.91
Ei	p0	-1.040	0.071	-1.180	-0.900	0.00	
	p1	0.513	0.051	0.413	0.613	0.00	-0.39
	p2	-0.003	0.001	-0.005	-0.001	0.00	0.12
	p3	0.497	0.029	0.440	0.553	0.00	-0.67
Fi	p0	-1.531	0.027	-1.584	-1.478	0.00	
	p1	0.661	0.025	0.613	0.710	0.00	0.42
	p2	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.62	0.57
	p3	0.488	0.015	0.458	0.518	0.00	-0.85
JLae	p0	0.313	0.569	-0.812	1.437	0.58	
	p1	1.260	0.334	0.600	1.920	0.00	0.46
	p2	-0.001	0.007	-0.014	0.013	0.91	0.46
	p3	-0.194	0.274	-0.736	0.348	0.48	-0.88
Kie	p0	-1.985	0.088	-2.157	-1.813	0.00	
	p1	0.406	0.070	0.268	0.545	0.00	0.41
	p2	-0.010	0.001	-0.013	-0.008	0.00	0.59
	p3	0.937	0.049	0.841	1.034	0.00	-0.86
SKie	p0	-2.002	0.127	-2.251	-1.754	0.00	
	p1	0.143	0.106	-0.065	0.352	0.18	0.47
	p2	-0.011	0.002	-0.015	-0.007	0.00	0.62
	p3	1.114	0.075	0.966	1.262	0.00	-0.87
Ta	p0	-3.114	0.068	-3.247	-2.981	0.00	
	p1	0.905	0.063	0.781	1.029	0.00	0.08
	p2	0.001	0.001	0.000	0.002	0.11	0.29
	p3	0.965	0.031	0.903	1.026	0.00	-0.77

Kronenansatzmodelle für Schwarzkiefer und Weisstanne sind in BWinPro bislang nicht integriert. Deshalb konnte kein Vergleich der Parameterschätzungen dieser Baumarten mit den nordwestdeutschen Schätzungen vorgenommen werden.

Die Werte des Varianzinflationsfaktors lagen mit einigen Ausnahmen unter dem kritischen Wert von 10 (d-Werte bei Schwarzkiefer und Japanischer Lärche). Werte zwischen 5 und 10, die erhöhte Abhängigkeiten anzeigen, wurden für mehrere Baumarten bei den Parametern h/d und d gefunden.

In Abbildung 2 sind jeweils die beobachteten Kronenansatzmessungen den modellierten Werten gegenübergestellt. Aus dieser Abbildung wird deutlich, dass die Modelle für Japanische und Europäische Lärche nur von geringen Fallzahlen gestützt sind. Bei der Europäischen Lärche ist zudem der Wertebereich beobachteter Kronenansätze vergleichsweise eng. Weiter fällt auf, dass bei Buche und Tanne nennenswerte Punkte unterhalb der Winkelhalbierenden auftreten. Bei diesen Beobachtungen liefern die Modellschätzungen deutliche Überschätzungen.

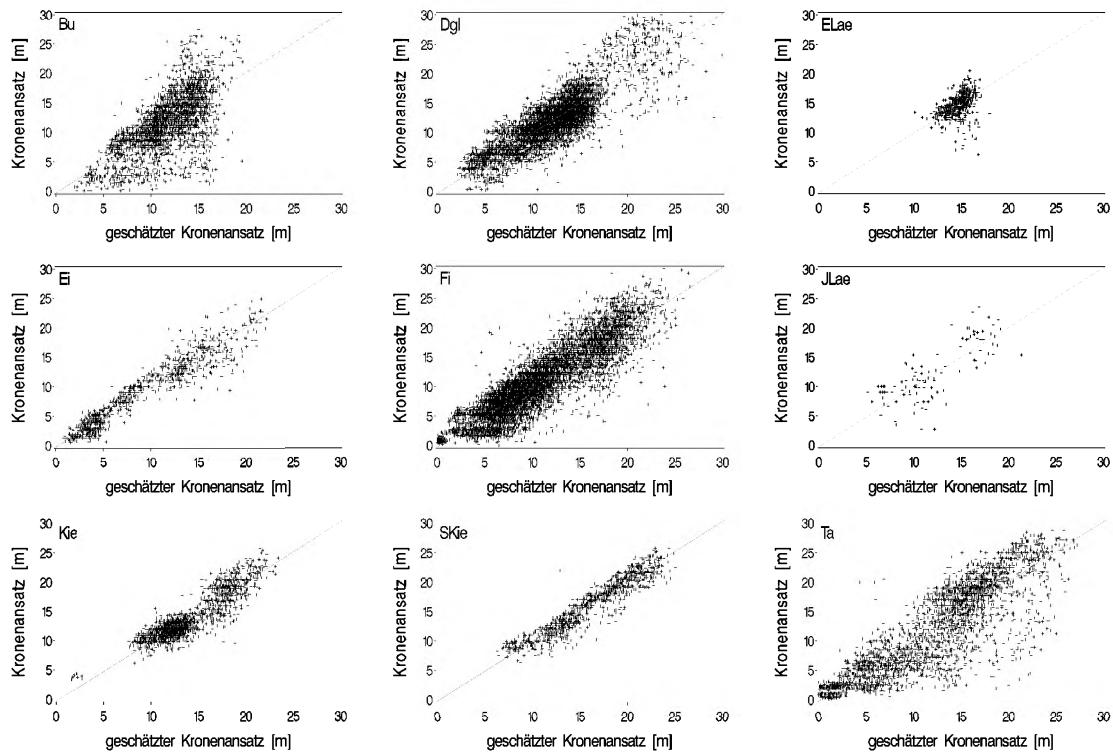


Abbildung 2: Ergebnisse der Kronenansatzmodellierung. Gemessener Kronenansatz über dem geschätzten Wert für die neun angepassten Baumarten.

Kronenbreite

Die Ergebnisse für die Anpassung der Kronenbreitefunktion [2] sind in Tabelle 3 dargestellt. Bei Buche ist der Parameter p_3 nicht signifikant, und nur der Koeffizient für Parameter p_1 ist signifikant verschieden vom nordwestdeutschen Wert. Bei der Modellanpassung von Douglasie und Kiefer mussten die Koeffizienten der Parameter 2 und 3 jeweils auf Werte von 1,0 bzw. 1,9 fixiert werden. Ohne das Fixieren dieser Werte traten numerische Probleme auf, die ein Konvergieren der Modellanpassungen verhinderten. Folglich wurden nur die Koeffizienten der Parameter 0 und 1 geschätzt. Bei Douglasie zeigte sich hierbei, dass der Koeffizient des Parameters 1 nicht signifikant von dem nordwestdeutschen verschieden ist. Bei Kiefer waren sogar beide Koeffizienten nicht verschieden. Die Koeffizienten des Modells für Tanne weisen keine Besonderheiten auf. Tabelle 3 enthält keine Werte für Eiche, da die geringe Fallzahl zur Verfügung stehender Beobachtungen (28) keine gültige Anpassung dieses Modells gestattete.

Die Korrelationswerte zwischen Parameter p_0 und den anderen Parametern (CorrelP0) deuten an, dass generell ein hohes Maß an Zusammenhang zwischen p_1 und p_0 besteht. In den Modellen für Fichte, Kiefer und Tanne sind diese Parameter sogar mit Werten von 0,95 oder höher korreliert. Die Werte der Korrelation zwischen den Parametern p_1-p_2 und p_1-p_3 liegen jeweils deutlich unter 0,5 und sind damit zu vernachlässigen. Die Korrelationen zwischen p_2 und p_3 hingegen lieferten für alle Baumarten Werte zwischen 0,85 und 0,9 (Werte nicht in Tabelle 3 enthalten).

Da die Kronenbreiten lediglich als von einem Prädiktor (d) abhängig geschätzt wird, ist die Prüfung von Multikollinearität nicht nötig.

Tabelle 3: Koeffizientenschätzung der Kronenbreitefunktion. Nicht signifikante Parameter sind kursiv gedruckt; Schätzwerte, die sich nicht signifikant von den nordwestdeutschen Werten unterscheiden, sind grau eingefärbt. Die Werte der Spalte CorrelP0 bezeichnen das Maß der Korrelation (Korrelationsmatrix) zwischen dem jeweiligen Koeffizientenschätzwert mit dem des Koeffizienten p0. In den Spalten p2fix und p3fix sind diejenigen Werte eingetragen, auf die die Parameter p2 bzw. p3 fixiert wurden, um bei der Modellschätzung das Konvergieren zu ermöglichen.

Baumart	Parameter	Estimate	StdErr	LowerCL	UpperCL	Prob	CorrelP0	p2fix	p3fix
Bu	p0	2.857	0.101	2.659	3.056	0.00			
	p1	0.141	0.003	0.135	0.148	0.00	-0.92		
	p2	5.696	1.275	3.194	8.198	0.00	-0.06		
	p3	4.001	4.747	-5.315	13.317	0.40	-0.20		
Dgl	p0	1.654	0.165	1.328	1.979	0.00			
	p1	0.090	0.003	0.083	0.097	0.00	-0.94	1.000	1.900
Fi	p0	2.796	0.076	2.646	2.946	0.00			
	p1	0.074	0.002	0.070	0.077	0.00	-0.96		
	p2	5.432	1.838	1.827	9.037	0.00	-0.26		
	p3	1.342	0.642	0.082	2.602	0.04	-0.53		
Kie	p0	2.883	1.824	-0.772	6.537	0.12			
	p1	0.095	0.039	0.018	0.172	0.02	-0.99	1.000	1.900
Ta	p0	2.625	0.084	2.460	2.790	0.00			
	p1	0.083	0.002	0.079	0.087	0.00	-0.95		
	p2	4.618	0.933	2.788	6.447	0.00	-0.10		
	p3	1.647	0.711	0.252	3.041	0.02	-0.38		

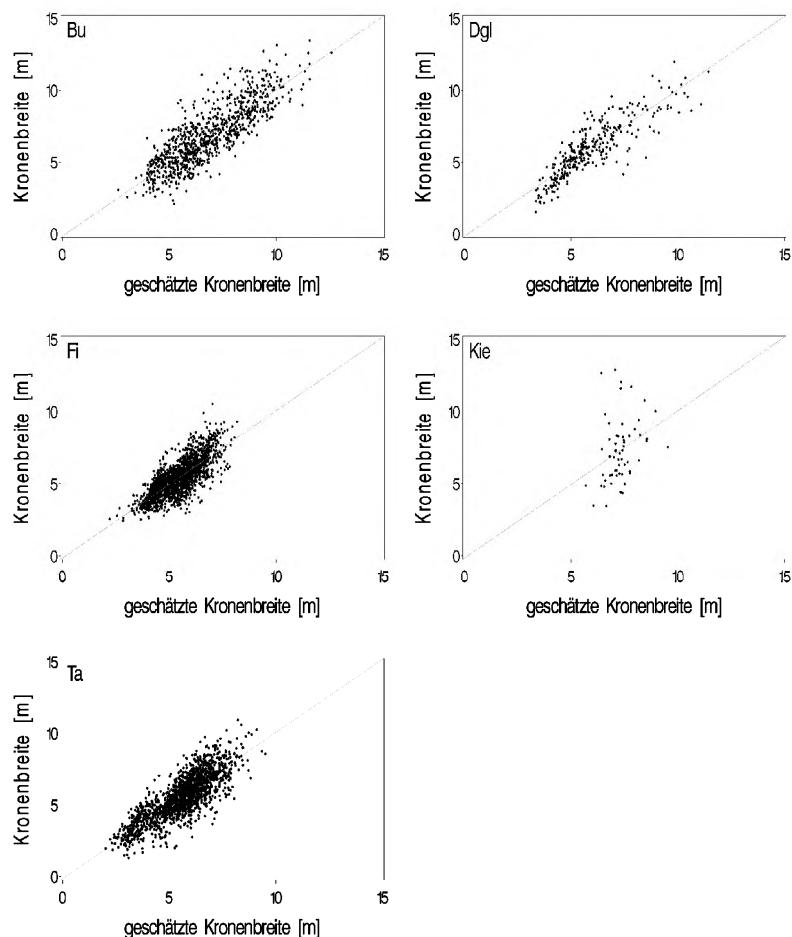


Abbildung 3: Ergebnisse der Kronenbreitenmodellierung. Gemessene Kronenbreite über dem geschätzten Wert für die sechs angepassten Baumarten.

Abbildung 3 verdeutlicht die Zusammenhänge zwischen gemessenen und geschätzten Werten für die Kronenbreite getrennt nach Baumarten. Generell fällt eine zufriedenstellende graphische Übereinstimmung der geschätzten mit den gemessenen Werten auf. Ein leichter Trend zur Unterschätzung ergibt sich bei größeren Werten, die dann oberhalb der Winkelhalbierenden liegen. Diese Unterschätzung ist besonders auffällig bei Buche, Fichte und Tanne. Ein generell sehr schlechter Zusammenhang zwischen geschätzten und gemessenen Werten sowie die insgesamt sehr niedrige Anzahl gemessener Werte fällt bei Kiefer auf.

Grundflächenzuwachs

Alle Koeffizienten der vier Parameter der Grundflächenzuwachsfunktion sind signifikant (Tabelle 4). Da die Modellanpassung als multiple lineare Regression durchgeführt wurde, sind – im Gegensatz zu den zwei vorgenannten Funktionen – auch die Vorzeichen und die Beträge der Koeffizienten interpretierbar. Insbesondere fallen die positiven Werte der Koeffizienten des Parameters Kronenmantelfläche (p1) auf. Im direkten Vergleich zwischen den Baumarten fallen Buche und Tanne mit besonders niedrigen Werten auf (1,19 und 1,06), wohingegen der logarithmierte Grundflächenzuwachs bei Douglasie und Eiche besonders stark von der Kronenmantelfläche getrieben wird (2,15 und 1,69). Der den Grundflächenzuwachs reduzierende Effekt des Alters wird anhand der negativen Vorzeichen der Koeffizienten von Parameter p2 offensichtlich. Ein besonders starkes Nachlassen des Grundflächenzuwachses mit zunehmendem Alter wird anhand des niedrigen Wertes von -1,68 für die Douglasie ersichtlich. Ein besonders geringes Nachlassen dieses Zuwachses wurde für Tanne und Buche festgestellt (-0,11 und -0,51). Mit Ausnahme der Schwarzkiefer reagieren alle Baumarten mit einer Zuwachsreduktion auf erhöhte Konkurrenz. Dies wird anhand der negativen Vorzeichen der Koeffizienten von Parameter p3 deutlich. Dabei reagieren offensichtlich Tanne und Buche auf erhöhte Konkurrenz mit einer besonders stark ausgeprägten Zuwachsreduktion (-1,48 und -1,09), wohingegen die Japanische und die Europäische Lärche die höchsten Werte aufweisen (je -0,25). Diese Werte entsprechen einer geringeren konkurrenzbedingten Zuwachsreduktion im Vergleich mit den anderen Baumarten. Nur bei Schwarzkiefer scheint sich erhöhte Konkurrenz erhöhend auf den Grundflächenzuwachs auszuwirken.

Die Werte des Varianzinflationsfaktors („VarianceInflation“) liegen fast ausschließlich unterhalb von 5 und belegen damit, dass die Prädiktoren insgesamt kaum multikollinear miteinander verbunden sind. Lediglich im Datensatz der Europäischen Lärche ist ein geringes Maß an Multikollinearität jeweils zwischen den Prädiktoren logarithmierte Kronenmantelfläche (p1), logarithmiertes Alter (p2) und den restlichen Prädiktoren vorhanden. Die Werte sind damit aber immer noch unkritisch (Fahrmeir et al. 2007, S. 172 f.).

Tabelle 4: Koeffizientenschätzung der Grundflächenzuwachsfunktion. Alle Parameter sind signifikant auf dem 0,05-Niveau. VarianceInflation bezeichnet das Maß der linearen Korrelation des jeweiligen Prädiktors mit den anderen Prädiktoren.

Baumart	Kenngroße	p0	p1	p2	p3
E	Estimate	-7.456	1.685	-1.188	-0.495
	StdErr	0.094	0.031	0.038	0.041
	VarianceInflation	0.000	4.465	4.123	1.208
Bu	Estimate	-7.839	1.192	-0.507	-1.093
	StdErr	0.114	0.013	0.025	0.023
	VarianceInflation	0.000	1.144	1.147	1.018
Fi	Estimate	-7.735	1.502	-0.917	-0.487
	StdErr	0.040	0.007	0.007	0.008
	VarianceInflation	0.000	1.254	1.314	1.198
Ta	Estimate	-8.163	1.064	-0.109	-1.485
	StdErr	0.113	0.011	0.023	0.024
	VarianceInflation	0.000	1.042	1.041	1.066
Dgl	Estimate	-8.302	2.150	-1.678	-0.378
	StdErr	0.033	0.008	0.010	0.016
	VarianceInflation	0.000	2.256	2.152	1.079
Kie	Estimate	-6.721	1.464	-1.038	-0.475
	StdErr	0.042	0.012	0.013	0.018
	VarianceInflation	0.000	2.011	1.945	1.229
SKie	Estimate	-7.428	1.643	-1.011	0.125
	StdErr	0.098	0.026	0.029	0.034
	VarianceInflation	0.000	1.790	2.016	1.342
ELae	Estimate	-6.538	1.429	-1.088	-0.252
	StdErr	0.048	0.023	0.025	0.066
	VarianceInflation	0.000	5.018	5.559	1.258
JLae	Estimate	-7.561	1.546	-1.006	-0.253
	StdErr	0.073	0.019	0.018	0.029
	VarianceInflation	0.000	2.979	2.681	1.302

Aus der Gegenüberstellung der beobachteten und modellierten Werte des logarithmierten Grundflächenzuwachs (Abbildung 4) wird ersichtlich, dass es bei allen Baumarten zu einer guten allgemeinen Übereinstimmung kommt. Allerdings fällt auf, dass es im unteren Wertebereich zu einer systematischen Überschätzung der Werte kommt (Werte oberhalb der Winkelhalbierenden). Außerdem existiert bei Fichte eine Ausreisser-Punktwolke unterhalb der Winkelhalbierenden, deren reale Werte durch das Modell deutlich unterschätzt werden.

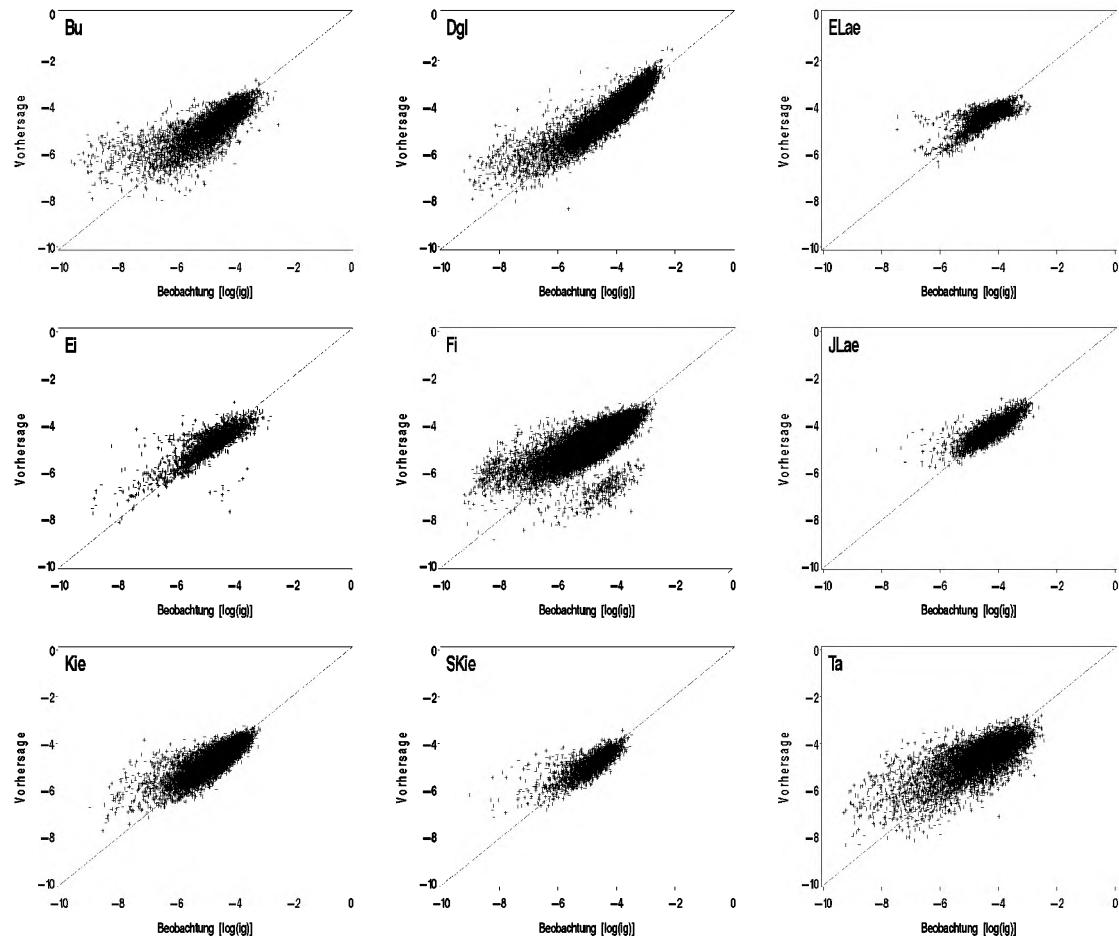


Abbildung 4: Ergebnisse der Grundflächenzuwachsmodellierung. Geschätzter logarithmierter Grundflächenzuwachs (Vorhersage) über dem gemessenen Wert (Beobachtung [$\log(\text{ig})$]) für die neun untersuchten Baumarten.

Höhenzuwachs

In Tabelle 5 sind die Koeffizienten der Höhenzuwachsfunktion wiedergegeben. Alle Koeffizienten aller Baumarten sind signifikant. Da in der nordwestdeutschen Modellversion ein anderes Vorgehen für die Vorhersage des Höhenwachstums gewählt wurde, ist ein direkter Vergleich auf der Basis der Koeffizienten nicht möglich. Dieser Vergleich wird anhand der Evaluierungsergebnisse vorgenommen.

Die Anpassung des Höhenzuwachsmodeells wird besser ersichtlich durch graphische Visualisierung. In Abbildung 5 ist die Alters-Höhen-Beziehung für die sechs berücksichtigten Baumarten aufgetragen, und es ist erkennbar, dass für eine vergleichsweise umfangreiche Datengrundlage zur Verfügung stand. Richtungsfelder wurden nur dann berücksichtigt, wenn mindestens fünf Zuwachsbeobachtungen in einer Höhen-Alters-Klasse, also fünf Bestände für einen roten Strich, vorhanden waren. Bei der Douglasie fällt insbesondere das rasche Höhenwachstum auf, das durch die Oberhöhenbonität 65 als oberste blaue Linie repräsentiert wird. Junge Eichenbestände (jünger als 50 Jahre) und Douglasienbestände älter als 100 Jahre waren jedoch nicht in ausreichender Anzahl für die Modellanpassungen vorhanden.

Tabelle 5: Koeffizientenschätzung der Höhenzuwachsfunktion. Alle Parameter sind signifikant auf dem 0,05-Niveau.

Baumart	Parameter	Estimate	StdErr	LowerCL	UpperCL
Ei	p0	0.638	0.068	0.502	0.773
	p1	0.089	0.022	0.046	0.132
	p2	1.291	0.137	1.018	1.563
Bu	p0	0.743	0.051	0.642	0.844
	p1	0.210	0.039	0.134	0.286
	p2	1.149	0.041	1.068	1.230
Fl	p0	1.115	0.038	1.040	1.190
	p1	0.613	0.069	0.476	0.749
	p2	1.367	0.075	1.218	1.515
Ta	p0	0.883	0.048	0.787	0.979
	p1	0.348	0.055	0.239	0.458
	p2	1.170	0.042	1.087	1.252
Dgl	p0	1.297	0.050	1.198	1.397
	p1	0.884	0.104	0.678	1.089
	p2	1.573	0.130	1.316	1.831
Kie	p0	0.967	0.037	0.893	1.041
	p1	0.566	0.063	0.441	0.691
	p2	1.112	0.035	1.043	1.181

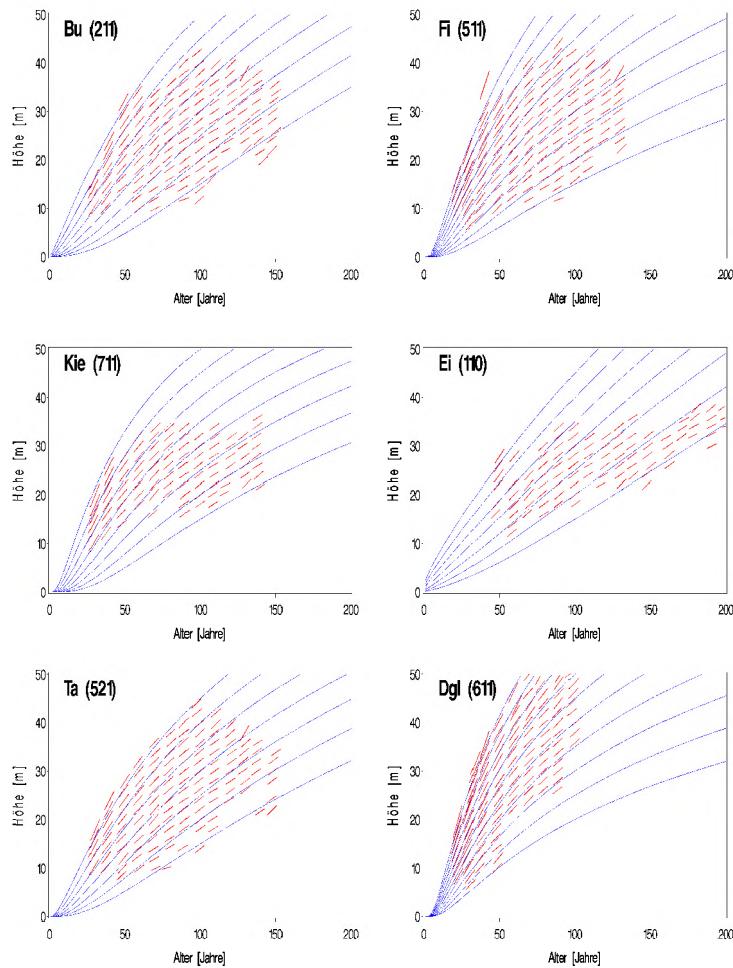


Abbildung 5: Ergebnisse der Höhenzuwachsmodellierung. Empirische Richtungsfelder (rote/graue Striche) und darauf aufgebauten Bonitätsfächern (blaue/schwarze Linien) für die sechs untersuchten Baumarten.

Bei der Gegenüberstellung der Bonitätsfächer der Versuchsflächendaten mit den auf Bundeswaldinventurdaten basierenden (Abbildung 6) wird zunächst ersichtlich, dass das Höhenwachstum bis zum Alter 50 durch die Versuchsflächendaten als deutlich verhaltener eingestuft wird, als durch Bundeswaldinventurdaten. Bei Fichte und

Douglasie fällt auf, dass die Bonitätsfächer bis zum Alter 100 deutlich enger beieinander liegen. Erst in höherem Alter ab ca. 100 Jahren unter- und überschreiten die Bonitätskurven diejenigen auf der Basis der Bundeswaldinventurdaten. Bei Buche fällt zusätzlich auf, dass die Koeffizienten der Bundeswaldinventurdaten für Baden-Württemberg teilweise fehlerhaft sind, da die Höhe im Alter 0 nicht systematisch auf 0 geschätzt wird. Das Höhenwachstum in älteren Beständen jenseits von 100 Jahren wird für die Baumarten Fichte, Tanne und Kiefer auf der Grundlage der Versuchsflächendaten deutlich höher eingestuft als durch die Bundeswaldinventurdaten.

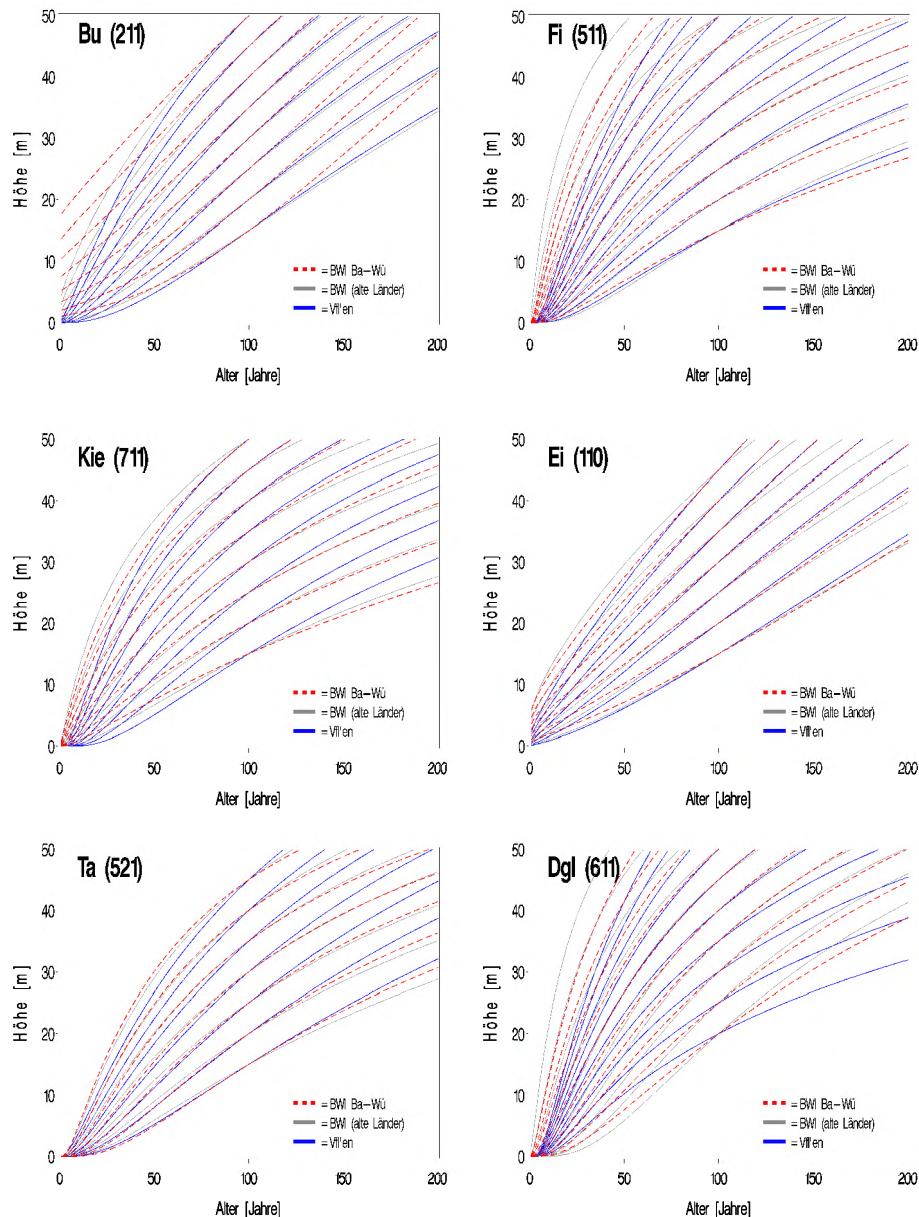


Abbildung 6: Ergebnisse der Höhenzuwachsmodellierung. Empirische Richtungsfelder (rote/graue Striche) und darauf aufgebauten Bonitätsfächer (blaue/schwarze Linien) für die sechs untersuchten Baumarten.

Einen zusammenfassenden Überblick über die Parametrisierung der vier Modellgleichungen liefert Tabelle 6. Mit besonders hohen Fallzahlen sticht das Kronenansatzmodell hervor (ca. 148.000), mit besonders niedrigen Anzahlen das Modell zur Schätzung der Kronenbreiten (ca. 4.500). Auffällig hohe Bestimmtheitsmaße sind in den Modellen zur Schätzung des Kronenansatzes für die Baumarten Eiche, Kiefer und Schwarzkiefer zu finden (größer als 0,8), besonders geringe Werte liefern die Modelle zur Schätzung des logarithmierten Grundflächenzuwachses für die Baumarten Fichte, Tanne, Schwarzkiefer und Japanische Lärche (kleiner als 0,5). Für die Berechnungen des Höhenzuwachses wurde die Modellanpassung an die Richtungsfelder, also bereits an Mittelwerte, vorgenommen. Der Anteil erklärter Varianz (=Bestimmtheitsmaß) als Maß der Anpassungsgüte ist in diesem Fall nicht sinnvoll. In

grauer Schattierung wurden diejenigen Baumartenmodelle gekennzeichnet, die zwar zunächst berechnet wurden, deren Werte aber nicht an BWinPro übergeben wurden. Dies beruhte auf nicht signifikanter Verschiedenheit der Koeffizienten (Kronenbreite bei Kiefer) oder nicht ausreichender Datengrundlage (Kronenansatz bei Europäischer und Japanischer Lärche).

Tabelle 6: Übersicht über die parametrisierten Modellgleichungen. B: Bestimmtheitsmaß, Bnl: nicht-lineares Bestimmtheitsmaß, N: Anzahl an Beobachtungen, log(ig): logarithmierter Grundflächenzuwachs. Grau dargestellte Baumartenmodelle wurden zunächst parametriert, aber nicht in BWinPro integriert.

Baumart	Eiche	Buche	Fichte	Tanne	Douglasie	Kiefer	Schw.-kiefer	Eur. Lä	Jap. Lä	Summe
BA-Code Nds.	110	211	511	521	611	711	712	811	812	
Kronenansatz	N Bnl	5644 0.89	17272 0.43	49564 0.76	17956 0.70	38000 0.68	10716 0.81	5768 0.89	2832 0.27	656 0.56
Kronenbreite	N Bnl		904 0.70	1823 0.58	1503 0.67	294 0.73	58 0.10			4582
log(ig)	N B	2851 0.57	6610 0.54	41028 0.46	10063 0.47	18499 0.62	12349 0.52	3092 0.47	3571 0.59	4683 0.42
Höhenzuwachs		1338	2341	20669	3756	11134	6501			45739

Evaluierung

Die Werte des relativen Jahrzehnt-BIAS sind in Abbildung 7 als Boxplots wiedergegeben. Für jede Baumart wurde eine Teilgraphik erstellt, und in jeder Teilgraphik sind die Untersuchungskennwerte Durchmesser der 100 stärksten Bäume (D100), Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (Dg), Grundfläche (G), Höhe der 100 stärksten Bäume (Spitzenhöhe, H100), Höhe des Grundflächenmittelstamms (Hg), Stammmzahl (N) und Vorrat (V) dargestellt. Für jeden dieser Kennwerte stehen sich zwei Boxplots gegenüber, von denen der linke die mit den neuen baden-württembergischen Koeffizienten (Endbuchstaben „bw“) erzielten Ergebnisse, der rechte die Ergebnisse auf der Grundlage der nordwestdeutschen Modellkoeffizienten (Endbuchstaben „nds“) widerspiegelt.

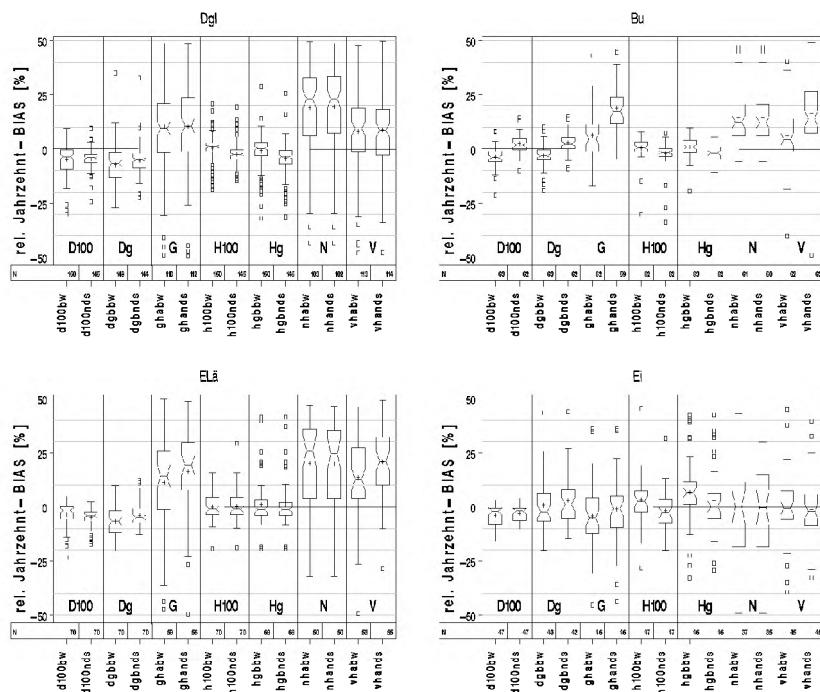


Abbildung 7: Ergebnisse der bestandesweisen Evaluierung. Relativer Jahrzehnt-BIAS für die Baumarten Douglasie, Buche, Europäische Lärche und Eiche (4 Teilgraphiken). In jeder Teilgraphik ist der BIAS je für die Kennwerte Durchmesser der 100 stärksten Bäume (D100), Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (Dg), Grundfläche (G), Höhe der 100 stärksten Bäume (Spitzenhöhe, H100), Höhe des Grundflächenmittelstamms (Hg), Stammmzahl (N) und Vorrat (V) dargestellt. Für jede dieser Kenngrößen sind im direkten Vergleich die BIAS-Werte der baden-württembergische Parametrisierung (Endbuchstaben „bw“) denen der nordwestdeutschen (Endbuchstaben „nds“) gegenübergestellt.

Bei Douglasie, Buche und Europäischer Lärche fällt auf, dass der BIAS für die Höhenkennwerte H100 und Hg vernachlässigbar klein ist, die Durchmesserkennwerte D100 und Dg im Mittel um bis zu ca. 7% unterschätzt werden, und dass Stammzahl, Grundfläche und Vorrat deutlich überschätzt werden. Bei Buche ist auffällig, dass die Durchmesserprognose mit nordwestdeutschen Kalibrierungswerten zu deutlich höheren Werten führt als die mit baden-württembergischen. Bei Eiche werden die Grundfläche sowie die D100-Werte dagegen im Mittel leicht unterschätzt.

In Abbildung 8 sind in gleicher Weise wie in Abbildung 7 die relativen Jahrzehnt-BIAS-Werte dargestellt, allerdings für die Baumarten Fichte, Japanische Lärche, Kiefer, Schwarzkiefer und Tanne. Bei Fichte, Japanischer Lärche und Tanne weisen die Höhenkennwerte im Mittel vernachlässigbar kleinen BIAS auf. Bei Schwarzkiefer und Kiefer liefert die baden-württembergische Simulation hingegen eine deutliche Überschätzung beider Kennwerte. Hier liegt die nordwestdeutsche Simulation im Mittel deutlich näher an den realen Daten. Bei Fichte und Tanne werden die Durchmesserkennwerte (D100, Dg) leicht unterschätzt, und bei Fichte ergibt die nordwestdeutsche Simulation im Mittel sogar geringeren BIAS. Wie in Abbildung 7 wird auch hier deutlich, dass Stammzahl, Grundfläche und Vorrat teilweise erheblich überschätzt werden. Nur bei Schwarzkiefer wird die Stammzahl unterschätzt, und bei Japanischer Lärche ergibt sich bei der Stammzahl im Mittel kein BIAS.

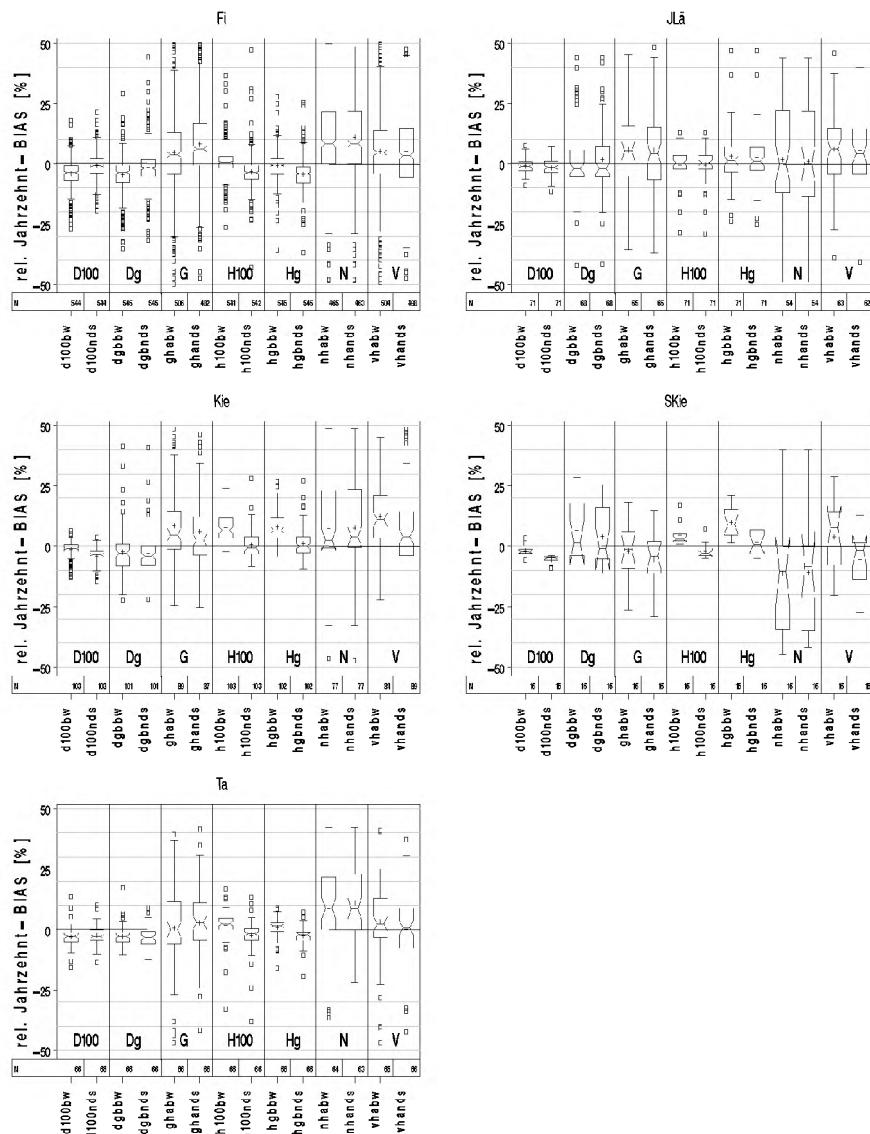


Abbildung 8: Ergebnisse der bestandesweisen Evaluierung. Relativer Jahrzehnt-BIAS für die Baumarten Fichte, Japanische Lärche, Kiefer, Schwarzkiefer und Tanne (5 Teilgraphiken). Erläuterungen wie in Abbildung 7.

Diskussion

Bei der Parametrisierung der Funktionen zur Schätzung des Kronenansatzes, der Kronenbreite und des logarithmierten Grundflächenzuwachses wurden signifikante Unterschiede zur Modellkalibrierung für Nordwestdeutschland festgestellt. Der Fall, dass alle baden-württembergischen Koeffizienten eines Modells nicht signifikant verschieden von den nordwestdeutschen sind, trat in keinem der parametrisierten Modelle ein. Somit bestehen für die untersuchten Baumarten systematische Unterschiede zwischen diesen beiden Bezugsregionen.

Bei der Parametrisierung der Kronenansatzfunktion für Buche zeigten sich drei der vier Koeffizienten als nicht signifikant verschieden von den nordwestdeutschen. Dies lässt die Schlussfolgerung zu, dass die Wirkungsmechanismen zur Kronenlängenausformung bei Buchen in Baden-Württemberg denen in Nordwestdeutschland ähnlich sind. Der einzige Unterschied besteht in Parameter 4, dessen Koeffizient einen etwas anderen Einfluss der Bestandesspitzenhöhe auf den Kronenansatz des Einzelbaums anzeigt. Aufgrund der schlechten Datenlage und Modellanpassung der Kronenansatzfunktion für Europäische und Japanische Lärche wurden die ermittelten Koeffizienten nicht weiter verwendet. Stattdessen wurden die Koeffizienten für Nordwestdeutschland belassen.

Die beobachtete Überschätzung der Kronenansätze bei Tanne und Buche könnten durch Sekundärkronenausbildung verursacht sein. Nach den Vorgaben für die Datenerhebung werden in Baden-Württemberg auch Klebäste und Wasserreiser als primäre Grünäste angesprochen, sobald sie einen Durchmesser von fünf Zentimetern übersteigen. Mit dieser Definition sinkt der tatsächliche Kronenansatz erheblich. Die eventuell hierdurch verursachte Überschätzung könnte also auf diese Definition zurückzuführen sein.

Aufgrund der recht eingeschränkten Datenlage für Kronenbreiten wurden gültige Modelle nur für die Baumarten Buche, Fichte, Tanne und Douglasie erstellt. Bei Eiche und Kiefer lagen zunächst zwar Messdaten vor, jedoch konnten mit den geringen Fallzahlen keine plausiblen Modelle erstellt werden. Für eine tiefgreifende und fundierte Modellanpassung an baden-württembergische Wachstumsverhältnisse erscheinen ergänzende Datenerhebungen nötig. Insbesondere bei den Hauptbaumarten Eiche und Kiefer sollten ergänzende Kronenablotungen angefertigt werden, die eine Modellanpassung ermöglichen. Die Begründung für diese Schlussfolgerung liegt in der Wichtigkeit des Kronenbreitenmodells für die Durchmesserzuwachsschätzung, denn bei der Durchmesserzuwachsschätzung wird der Prädiktor Kronenmantelfläche verwendet, also eine Größe, die von der Kronenbreite abhängig ist.

Generell wurden die für Baden-Württemberg neu ermittelten Koeffizienten für ein Modell dann übernommen, wenn mindestens ein Koeffizient je Baumartenmodell von den nordwestdeutschen Koeffizienten verschieden war. Grund hierfür liegt darin, dass sobald ein Koeffizient verschieden ist, davon auszugehen ist, dass systematische Unterschiede zwischen den Wachstumsverhältnissen der beiden Regionen bestehen.

In einigen nichtlinearen Modellen waren Korrelationen zwischen Koeffizienten zu beobachten. Solche Korrelationen sind insbesondere in allometrischen Grundfunktionen üblich, wenn zwei Koeffizienten gleichzeitig als Faktor und als Exponent für einen Parameter (Prädiktor) verwendet werden. Hohe Korrelationen drücken in solchen Fällen aus, dass auch andere Werte der Koeffizienten als die ermittelten zu gleichen Ergebnissen führen könnten. Sie drücken also Abhängigkeiten und Zusammenhänge aus. Sie besagen nicht, dass die Modellspezifizierung ungültig ist.

Da die in BWinPro für Nordwestdeutschland hinterlegten Modellgleichungen auf umfangreiche grundlegende Arbeiten gestützt sind, wurden im Rahmen der vorliegenden Arbeit generell die Funktionsformen der Modellgleichungen nicht verändert, obwohl dies prinzipiell möglich ist. Als Konsequenz mussten jedoch auch vereinzelt Parameter der baden-württembergischen Parametrisierung verwendet werden, die keinen signifikanten Beitrag zur Regressionsschätzung lieferten (z. B. P2 bei Fichte, Japanische Lärche, Tanne im Kronenansatzmodell, oder P3 bei Buche im Kronenbreitenmodell).

Bei der Parametrisierung der Grundflächenzuwachsfunktion wurde eine Überschätzung im unteren Wertebereich beobachtet (Abbildung 4). Zur Überprüfung dieses Befunds wurde die gleiche Grafik in entlogarithmierter, also rücktransformierter Skalierung betrachtet. Hieraus wurde ersichtlich, dass durch das Transformieren die Streuung im oberen Wertebereich reduziert wurde, jedoch die im unteren Wertebereich beobachtete Erhöhung der Streuung hervorgerufen wurde. Solche Unterschiede zwischen ursprünglicher und logarithmierter Skalierung sind als Transformationseffekte, insbesondere bei gleichzeitiger Transformation von Antwort- und erklärenden Variablen, durchaus zu erwarten und stellen keine grundlegenden Probleme dar (Pretzsch 2002, S. 148f.). Alternativ kämen die Verwendung eines verallgemeinerten linearen Modells mit log-link oder die Verwendung nichtlinearer Regressionsgleichungen in Betracht (Miller 1984), die jedoch im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht angewendet wurden. Der beobachtete lineare Trend in den Residuen der angepassten Modelfunktionen legt nahe, dass eine Überarbeitung des Grundflächenzuwachsmodells zu Verbesserungen führen könnte.

Die ebenfalls bei der Grundflächenzuwachsfunktion festgestellte Ausreisserwolke bei Fichte (Abbildung 4) wurde näher untersucht und geht auf ein Einheiten-Problem zurück. Die Messwerte von Kronenablotungsdaten wurden in Metern übergeben, wohingegen das Eingangsformat Dezimeter erfordert. Dieser Fehler wurde behoben, ist jedoch im vorliegenden Bearbeitungszustand nicht berücksichtigt.

Evaluierung

Die Vorhersage der Höhenwerte ist im Allgemeinen als sehr gut zu bezeichnen. Auch gab es keine systematischen Unterschiede bezüglich mittlerer Höhe und Spitzenhöhe. Insbesondere lieferte die Anpassung an baden-württembergische Daten eine deutliche Verbesserung und Reduzierung des BIAS. Lediglich bei Kiefer und Schwarzkiefer wurden die Höhenwerte zu hoch prognostiziert. Bei diesen Baumarten lagen die Prognosen auf Basis der nordwestdeutschen Modellkoeffizienten deutlich besser.

Alle anderen Evaluierungskenngrößen sind derzeit noch von Fehlern gekennzeichnet, die auf Überschätzungen der Stammzahlen zurückgehen. Es ist bislang nicht gelungen, BWinPro die reale Stammzahlentwicklung korrekt zu übergeben. Die Folge der zu hohen Stammzahlen findet sich zum einen in der systematischen Überschätzung von Grundfläche und Vorrat, zum anderen in den zumeist zu niedrig geschätzten Durchmesserkennwerten wieder. Erst wenn dieser Fehler in der Evaluierung behoben ist, können weitere Auswertungen und tabellarische Zusammenstellungen des BIAS folgen, die wiederum für die Beurteilung der Verbesserung durch die Parametrisierung dienen können.

Literatur

- Albrecht, A., 2007. Evaluierung des Waldwachstumssimulators Silva 2.2 anhand langfristiger ertragskundlicher Versuchsfächen in Baden-Württemberg, in: Nagel, J. (Hrsg.): Jahrestagung Deutscher Verband forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde
- Albrecht, A., Hein, S., Kohnle, U. und Biber, P., 2009. Evaluierung des Waldwachstumssimulators Silva 2.2 anhand langfristiger ertragskundlicher Versuchsfächen in Baden-Württemberg. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 180(3/4), S. 55-64
- Bösch, B., 2001. Neue Bonitierungs- und Zuwachshilfen, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg (Hrsg.): Wissenstransfer in Praxis und Gesellschaft
- Šeho, M., Kohnle, U. und Albrecht, A., 2010. Wachstumsanalysen von vier Schwarzkiefer-Provenienzen auf trockenen Standorten in Baden-Württemberg. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung im Druck
- Fahrmeir, L., Kneib, T. und Lang, S., 2007. Regression. 1. Auflage, Springer, Berlin-Heidelberg, 501 S.
- Mayer, P., Brang, P., Dobbertin, M., Hallenbarter, D., Renaud, J.-P., Walther, L. und Zimmermann, S., 2005. Forest storm damage is more frequent on acidic soils. Annals of Forest Science 62, S. 303-311
- Mette, T., Albrecht, A., Ammer, C., Biber, P., Kohnle, U. und Pretzsch, H., 2009. Evaluation of the forest growth simulator SILVA on dominant trees in mature mixes Silver fir-Norway spruce stands in South-West Germany. Ecological Modelling 220, S. 1670-1680
- Miller, D. M., 1984. Reducing Transformation Bias in Curve Fitting. The American Statistician 38(2), S. 124 ff.
- Nagel, J., 2005. Modelfunktionen und Koeffizienten des Forest Simulators BWinPro Version 7.0, elektronisches Dokument, <http://www.nfv.gwdg.de/A/BwinPro/Download/ForestSimulatorBWINPro7.zip>, 24.03.2006
- Pretzsch, H., 2002. Grundlagen der Waldwachstumsforschung. 1. Auflage, Parey/Blackwell, Berlin, 414 S.
- Pretzsch, H., Biber, P., Durský, J., Gadow, K. v., Hasenauer, H., Kändler, G., Kenk, G., Kublin, E., Nagel, J., Pukkala, T., Skovsgaard, J. P., Sodtke, R. und Sterba, H., 2002. Recommendations for standardized documentation and further development of forest growth simulators. Forstwissenschaftliches Centralblatt 121, S. 138-151
- Vanclay, J. K. und Skovsgaard, J. P., 1997. Evaluating forest growth models. Ecological Modelling 98(1), S. 1-12
- Windhager, M., 1999. Evaluierung von vier verschiedenen Waldwachstumssimulatoren, Dissertation, Universität für Bodenkultur, Wien, 217 S.
- Yue, C., Kohnle, U. und Hein, S., 2008. Combining tree- and stand-level growth models: a new approach to growth prediction. Forest Science 54(5), S. 553-566

Modelling solar radiation in forest canopy for the purposes of forest growth modelling

Marek Fabrika, Ján Merganič

Technical University Zvolen, Forestry faculty, Department of forest management and geodesy, T.G. Masaryka 24,
960 53 Zvolen, Slovakia, E-mail: fabrika@vsld.tuzvo.sk, merganic@vsld.tuzvo.sk

Introduction

Recently, empirical and semi-empirical models have been applied in forest modelling with great success. Their advantage is that they are coupled with empirical data of the population, for which they were constructed. Hence, they have good statistical characteristics, and they respect the requirements on model precision and accuracy. However, their disadvantage is caused by the lack of the answers on the questions about the processes, which take place in a forest ecosystem. At Technical University of Zvolen, a semi-empirical tree distance-dependent model named SIBYLA has been developed (FABRIKA 2005, FABRIKA and ĎURSKÝ 2006). The growth simulator consists of several basic components: structure generator (A), 3-D structure model (B), calculation model (C), mortality model (D), disturbance model (E) thinning model (F), competition model (G), growth model (H), and forest regeneration model (I). The core of the simulator (D, G, H) uses the modelling approach of the simulator SILVA 2.2 (PRETZSCH and KAHN 1998). The models were modified following the calibration process. Model (A) comprises the parts which were taken over (generating horizontal coordinates of trees and their crown parameters), and those which were modified (generating tree diameters and heights). Model (C) was completely redesigned to ensure that it considers the algorithms applied in Slovakia including the field of mensuration, ecology, and economics. Model (B) was newly created on the base of the principles of virtual reality. Similarly, models (E) and (F) are models newly developed in Slovakia. Model (I) is still under the development. For a more detailed description of individual models see (FABRIKA 2005). The smallest cycle that can be modelled is 1 year. The model produces information about production, ecology, and economy, but it does not simulate processes in forest ecosystems, such as photosynthesis, transpiration, allocation, etc. Due to this shortage our attempt has been to amend the model for modelling the physiological processes of trees in the form of down-scaling the simulations. The goal is to down-scale the empirical annual output about trees on a level of their organs and on shorter time periods (month, day, hour). The output will provide a user with the information about gross and net primary production (GPP, NPP), assimilation amount from photosynthesis, biomass allocation in tree organs, amount of transpired water, water use efficiency (WUE), carbon and nitrogen use efficiency (CUE, NUE), etc. The first step is to simulate the amount of solar radiation that is needed for modelling of photosynthesis and transpiration. The aim of the paper is to present the methodology of solar radiation modelling in the environment of the growth simulator SIBYLA, which will lead to refining of growth simulations. The model of solar radiation has been being developed within the module called Astronomer, which derives the amount of direct and diffuse radiation that is absorbed in the crowns of individual trees.

Data

Different data sources were used for the model construction. The model of cloudiness was derived from the measurements of 78 weather stations (Zborník prác SHMÚ 1991) located at altitudes ranging from 100 to 2,635 m above sea level. The stations recorded the data about the relative average cloudiness in individual months of the year, as well as the number of clear days (up to 20% of cloudiness) and cloudy days (more than 80% of cloudiness) per month. The data cover 30-year measurements between 1951 and 1980. For modelling of hourly changes in cloudiness, the data from 4 local weather stations were used, which were situated in: Borová Hora (350 m n.m.), Boky Sever (510 m n.m.), Kráľová (785 m n.m.) and Predná Poľana (1264 m n.m.). These weather stations recorded the amount of solar radiation every 10 minutes. The hourly change of solar radiation was used to derive the hourly changes in cloudiness. The model was validated on the data from regular hourly measurements of changes in cloudiness at an airport Sliač for the period of one whole year. The visible horizon was modelled using the digital terrain model of Slovakia in grid of 90 x 90 m.

Model methodology

The model of radiation consists of the model of radiation at open space and the model of radiation in a forest canopy. The model of radiation at open space is composed of the model of cloudiness, the model of horizon, the model of sun's position, and the model of the radiation amount at open space. The model of radiation in a forest canopy consists of the model of radiation absorption in the upper hemisphere of the crown, and the model of radiation absorption in the crowns of individual trees.

Model of cloudiness

The model simulating the number of clear days (with cloudiness less than 20%) was derived from the data from 78 weather stations. This model is a function of the month and the altitude:

$$\text{Cleardays} = a_0 + a_1 \cdot \text{Altitude} + a_2 \cdot \text{Month} + a_3 \cdot \text{Altitude}^2 + a_4 \cdot \text{Altitude} \cdot \text{Month} + a_5 \cdot \text{Month}^2 \quad (1)$$

Similarly, the model of simulating the number of cloudy days (with cloudiness exceeding 80%) was developed:

$$\text{Cloudydays} = b_0 + b_1 \cdot \text{Altitude} + b_2 \cdot \text{Month} + b_3 \cdot \text{Altitude}^2 + b_4 \cdot \text{Altitude} \cdot \text{Month} + b_5 \cdot \text{Month}^2 \quad (2)$$

Table 1 and Figure 1 present the coefficients of the models and their performance, respectively.

Tab. 1: Coefficients of the models simulating the number of clear days (cloudiness below 20%) and cloudy days (cloudiness above 80%).

Model of clear days (cloudiness below 20%)					
a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅
2,218	-0,0022	0,8728	7,2878 · 10 ⁻⁷	6,6197 · 10 ⁻⁶	-0,0648
Model of cloudy days (cloudiness above 80%)					
b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅
19,3611	0,0049	-4,4057	-1,2422 · 10 ⁻⁶	-7,5751 · 10 ⁻⁵	0,3447

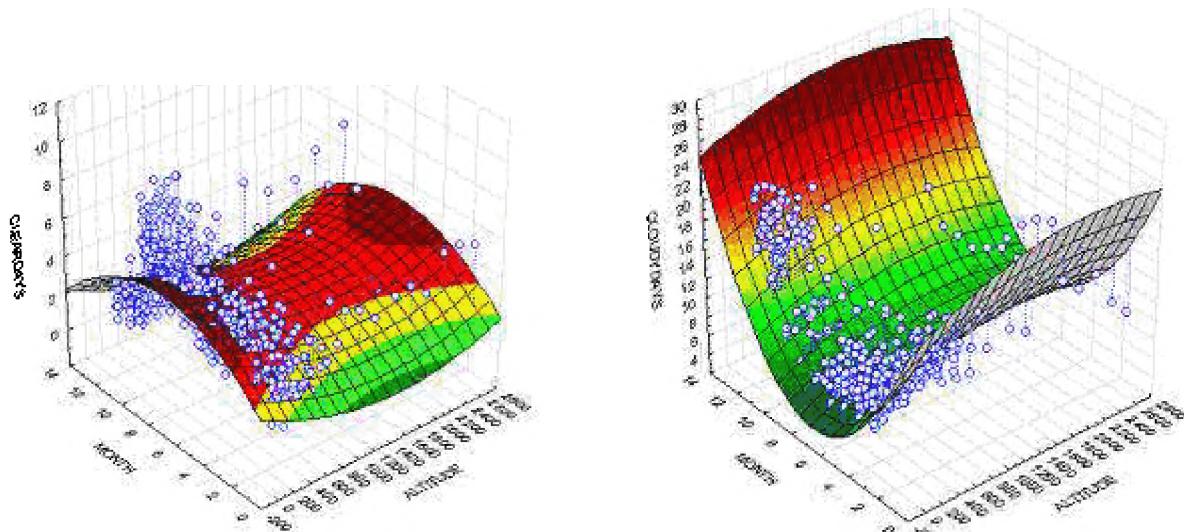


Figure 1: Model of the number of clear days (cloudiness below 20%) and cloudy days (cloudiness above 80%).

By subtracting the sum of the number of clear and cloudy days from the number of days in a particular month (monthdays), the number of the days with moderate cloudiness (from 20 to 80%) is calculated:

$$\text{Moderatedays} = \text{Montdays} - (\text{Cleardays} + \text{Cloudydays}) \quad (3)$$

On the base of the number of clear, cloudy and moderate days, the frequency distribution function of the cloudiness is generated (Figure 2). The function f(cloudiness) describes the number of hours with a particular cloudiness percentage (cloudiness) per month:

$$f(x) = c_0 + c_1 \cdot \text{cloudiness} + c_2 \cdot \text{cloudiness}^2 \quad (4)$$

The coefficients of the equation (c_0, c_1, c_2) were derived by solving the set of equations to ensure that the total numbers of clear, cloudy, and moderate days (cloudiness below 20%, above 80%, between 20 and 80%, respectively) were equal to the numbers from the models (1), (2) a (3).

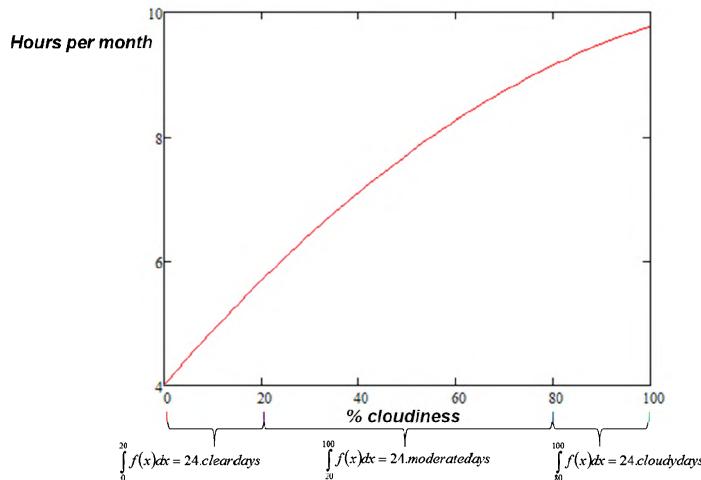


Figure 2: Frequency distribution function of cloudiness described as a number of hours per month

From the data recorded at local weather stations (Borová Hora, Boky Sever, Kráľová, Predná Poľana), hourly changes of cloudiness were derived on the base of the change of solar radiation using the index method with regard to the daily modelled performance of radiation in the case of no cloudiness. The model was validated using the data of cloudiness assessment with the precision of 1/8 at an airport Sliač. In case the cloudiness in the next hour increases by more than 1/8, it refers to cloudiness increase (S) in the model. If the modelled cloudiness decreases by more than 1/8, we talk about cloudiness decrease in the model (K). If the change of cloudiness falls inside the range $\pm 1/8$, it refers to steady cloudiness (R). The results of the model are the frequencies of cloudiness increases and decreases on the base of the calendar month (Month) according to the formula:

$$f(\text{Month}) = a + b \cdot \text{Month} + c \cdot \sqrt{x} \cdot \ln(\text{Month}) \quad (5)$$

The values of the coefficients of the model describing cloudiness increase (S) are $a = 0.28458$, $b = -0.09363$, $c = 0.11925$, while for cloudiness decrease (K) the coefficients are $a = 0.27307$, $b = -0.13703$, $c = 0.17575$. The models are shown in Figure 3. The frequency of the days with unchanged cloudiness (R) is calculated as:

$$R = 1 - (S + K) \quad (6)$$

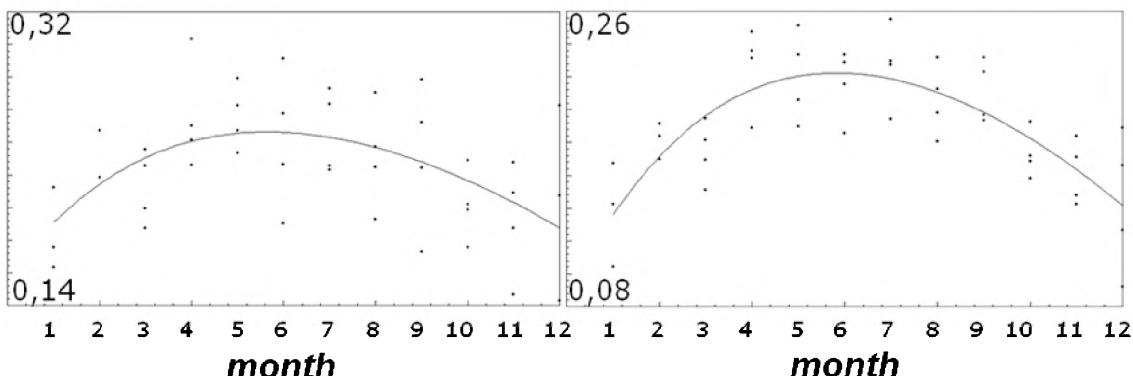


Figure 3: Frequency models of cloudiness increase or decrease in individual calendar months.

Hourly cloudiness in a particular month is then generated in a following way:

1. The starting value of cloudiness percentage is generated from the continuous frequency distribution function of cloudiness (Function 4).
2. The type of cloudiness change is generated from the discrete probability distribution of categories (S, K, R).
3. A new value of cloudiness percentage in the next hour is generated from the frequency distribution function of cloudiness (Function 4) until the generated value meets the condition of hourly change generated in step 2.
4. Steps 2 and 3 are repeated until the whole time sequence of cloudiness percentage in all hours per calendar month is generated.

Model of horizon

Using the digital terrain model of Slovakia in grid of 90 x 90 m, the horizon angles (i.e. angles of sky obstruction, FU and RICH 1999) in the direction from the centre of the pixel towards 4 cardinal and 4 ordinal directions (North, East, South, West, Northeast, Southeast, Southwest, Northwest) were calculated in ArcGIS environment. The analysis results in 8 raster layers (each layer for one direction), in which every pixel (90 x 90 m) represents the angle of horizon shading. On the base of the coordinates of a selected forest stand, the particular pixel is selected and the horizon angles are taken for all eight directions. The continuous model of horizon for each azimuth is then derived using cubic splines. An example presented in the hemispherical projection is given in Figure 4.

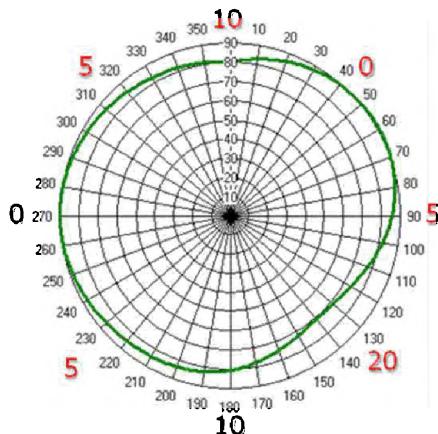


Figure 4: The principle of modelling visible horizon on the base of the model of horizon obstruction in eight directions, and the cubic spline interpolation (figure is presented in the hemispherical projection with a common assignment of directions, i.e. 0=North, etc.).

Model of sun's position

Sun's position in the sky, and hence, the incoming solar radiation at open space, is calculated using astronomical formulae (ASTRONOMICAL ALMANAC ONLINE 2008). The input variables in the model are: longitude and latitude of the forest stand, altitude, aspect, and slope. With regard to the specific day of year and time of day, the model calculates the following parameters of the sun's travel: right ascension, declination, inclination, geographical angle, geographical azimuth, global azimuth, angle height, solar noon, sunrise, sunset, length of solar day and solar night, average solar anomaly, relative distance of the sun in astronomical units (AU), and an absolute distance of the sun in kilometres. Figure 5 presents an example of outputs for May 17th 2010 at 2:00 pm. The output is valid for the forest stand situated at 500 m above seal level, with longitude -19.7° and latitude 48.8°. It has an eastern aspect and the slope of 15°. Figure 5 shows the travel of the Sun through the sky during the specific day, while the red point indicates its position in the given time of the day.

Model of radiation at open space

The amount of direct and diffuse radiation at open space is calculated depending on the sun's position, cloudiness, and obstructions in the horizon. First, the relative optical length (relophlength) of radiation is calculated depending on altitude (altitude) and zenith angle of the sun (zenith) (RICH et al. 1994):

$$\text{relophlength} = e^{\frac{-0,000118 \cdot \text{altitude} - 1,638 \cdot 10^{-9} \cdot \text{altitude}^2}{\cos(\text{zenith})}} \quad (7)$$

Secondly, the amount of direct solar radiation in a cloudless day (KREITH and KREIDER, 1978) (DIR_0) is calculated using solar constant (solarconst = 1367 W.m⁻²), Linke atmospheric turbidity coefficient (LINKE 1922) (linke), solar constant of the relative distance of the sun in astronomical units (rsun), transmissivity of the atmosphere (transmissivity), relative optical length (relophlength)', and an angle of incidence of sun rays falling on the ground measured from the axis normal to the surface (inclination):

$$\text{DIR}_0 = \text{linke} \cdot \text{solarconst} \cdot \text{rsun} \cdot \text{transmissivity}^{\text{relophlength}} \cdot \cos(\text{inclination}) \quad (8)$$

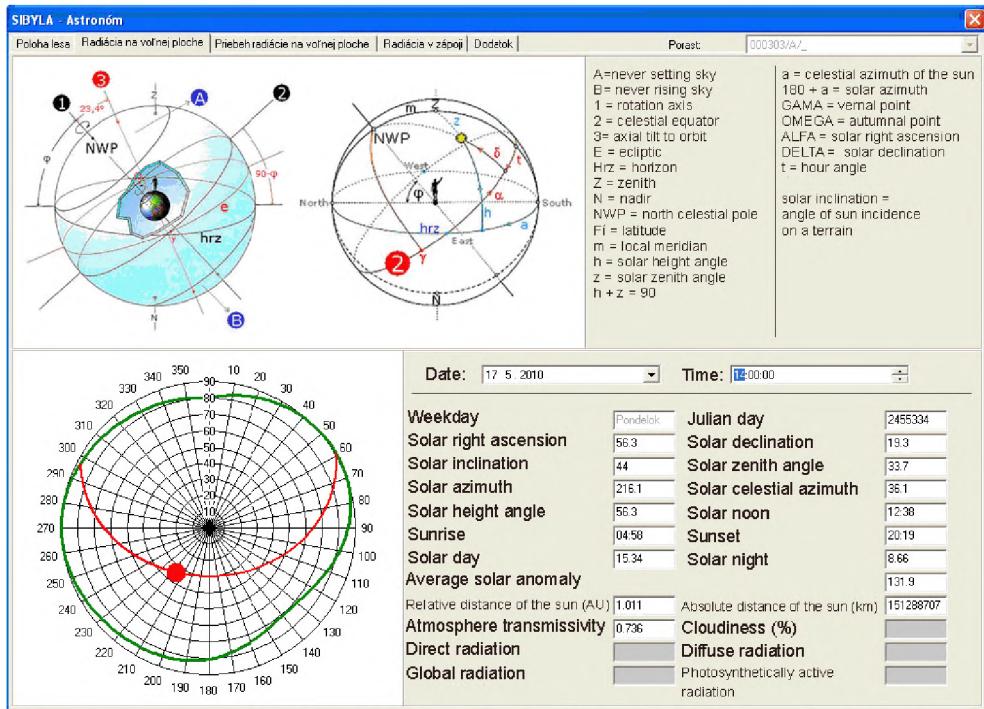


Figure 5: Output of the model of sun's position for the forest stand with geographical coordinates -19,7; 48,8; altitude 500 m a.s.l., East aspect, slope 15°, having the horizon as specified in Figure 4, on May 17th 2010 at 2:00pm.

Transmissivity of the atmosphere (KREITH and KREIDER, 1978) is dependent on the day of a year (day) and is calculated as follows:

$$\text{transmisivity} = 0,64 + 0,12 \cdot \cos\left(360 \cdot \frac{\text{day} - 174}{365}\right) \quad (9)$$

Diffuse radiation (DIF_0) is calculated similarly for a cloudless sky (KREITH and KREIDER, 1978), which is also dependent on the slope of the terrain (slope):

$$DIF_0 = 0,06 \cdot \text{solarconst.rsun.transmisivity}^{\text{relpathlength}} \cdot \left(\frac{1 + \cos(\text{slope})}{2}\right) \quad (10)$$

Global radiation at open space in a cloudless day is calculated as a sum of direct and diffuse solar radiation:

$$G_0 = DIR_0 + DIF_0 \quad (11)$$

The actual value of global radiation depends on the generated cloudiness (cloudiness):

$$G_C = \text{cloudiness}.G_0 \quad (12)$$

The actual values of diffuse (DIF) and direct radiation (DIR) are estimated from the formulae:

$$DIF_C = \text{fraction}.G_C \quad (13)$$

$$DIR_C = G_C - DIF_C \quad (14)$$

The fraction of diffuse radiation in equation (13) is derived with interpolation techniques (derived according to KREITH and KREIDER, 1978) depending on the cloudiness percentage according to the formula:

$$\text{fraction} = \frac{DIF_0}{G_0} + \left(0,7 - \frac{DIF_0}{G_0}\right) \cdot \text{cloudiness} \quad (15)$$

Model of the upper hemisphere of radiation interception

The radiation at open space is reduced to radiation that enters a forest stand (radiation interception). This model requires information about individual trees: tree species, coordinates within the plot, diameter, height, height to crown base, and the widest crown diameters. The upper hemisphere of the crown is simulated for every tree at three different points of the tree crown: crown top, the transition from the sunlit to the shaded part of the crown, and the crown base. The points are situated at the tree stem axis. Crown shapes are simulated with the algorithms from PRETZSCH (2001). The upper hemisphere is modelled using the hit-and-miss method. The principle is shown in Figure 6. In the cycle, a beam starts from the evaluated point at the tree. The length of the beam depends on the size of the simulated plot (a, b) according to the formula:

$$l = 1,2 \cdot \sqrt{(a^2 + b^2)} \quad (16)$$

The azimuth of the beam is changed iteratively with the step of 2° from the range 0° to 360° . The same step is used for the zenith of the beam from the range 0° to 90° . The number of obstructions is evaluated at every 0.20 m segment along the whole length of the beam. If the beam passes through a tree stem or terrain, it is regarded as an impenetrable obstruction (indicated as a star in Figure 6). These points are characteristic by 0% of transmitted radiation. As the beam passes through tree crowns of neighbouring trees, the number of cross-sectional points of the end of each 0.20 m segment with the crowns is counted in the particular direction, while tree species are accounted for in the evaluation separately. The number of cross-sectional points is then converted to the length of the barrier in meters: barrier = number of points x 0.20. The size of the barrier influences the percentage of the transmitted radiation according to Lambert-Beer law (MONSI and SAEKI 1953), which was modified with regard to model purposes as follows:

$$\%R = 100 \cdot e^{-\left(1 - \frac{\text{transparency}}{100}\right) \cdot \text{barrier} \cdot \sqrt{\left(LAD \cdot \cos(\text{zenith})\right)^2 + \left(\frac{1}{LAD} \cdot \sin(\text{zenith})\right)^2}} \quad (17)$$

The other independent variable is the transparency of tree branches (transparency) in % (derived from ELLENBERG 1963) calculated as a weighted average of tree species, while the weights of tree species are estimated from the ratio of the lengths of the barriers of individual tree species (Table 2). In addition the calculation also accounts for the average leaf angle distribution (LAD, leaf angle distribution), which is tree species dependent (Table 2, derived from Ross 1981). If the value is equal to 1, it refers to spherical leaf distribution. If the value is smaller than 1, the leaves are distributed vertically, while the value above 1 indicates horizontal distribution of leaves. Similarly to transparency, this characteristic is also calculated as a weighted average depending on tree species composition. An example of the output from the model of crown transparency is presented in Figure 7.

Table 2: Transparency of tree branches (transparency) and leaf area distribution (LAD) derived from ELLENBERG 1963 and Ross 1981, respectively.

Tree species	Spruce	Fir	Pine	Beech	Oak
transparency	68	55	85	61	65
LAD	1,08	1,15	0,98	1	1

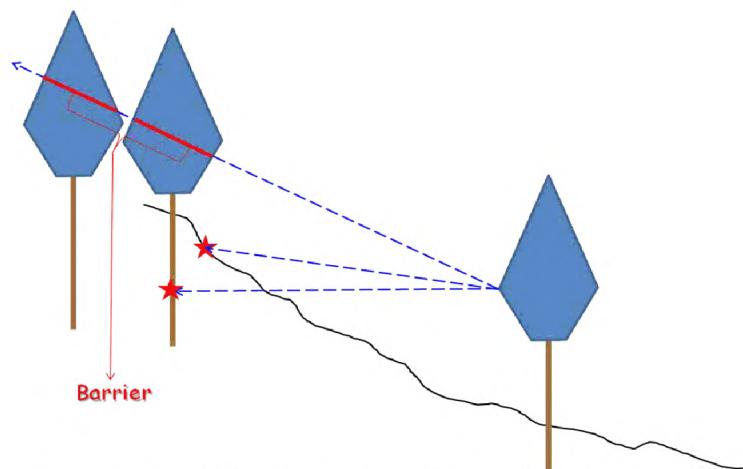


Figure 6: Hit-and-miss method applied in the simulation of the radiation interception in the upper hemisphere of the crown.

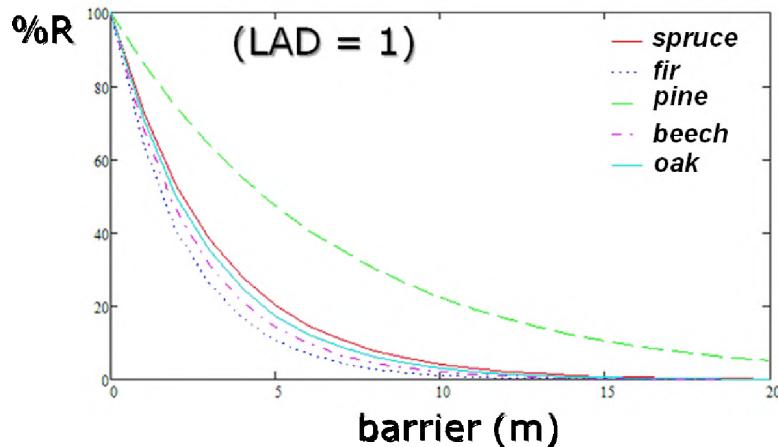


Figure 7: Model of crown transparency as a function of the length of the barrier separately for individual tree species and leaf area distribution LAD = 1.

In this way, the hemisphere is assessed at three points of stem axis. Figure 8 presents an example of the hemispheres for two selected trees: an understorey beech and a dominant spruce situated at one of the simulation plots of the simulator SIBYLA.

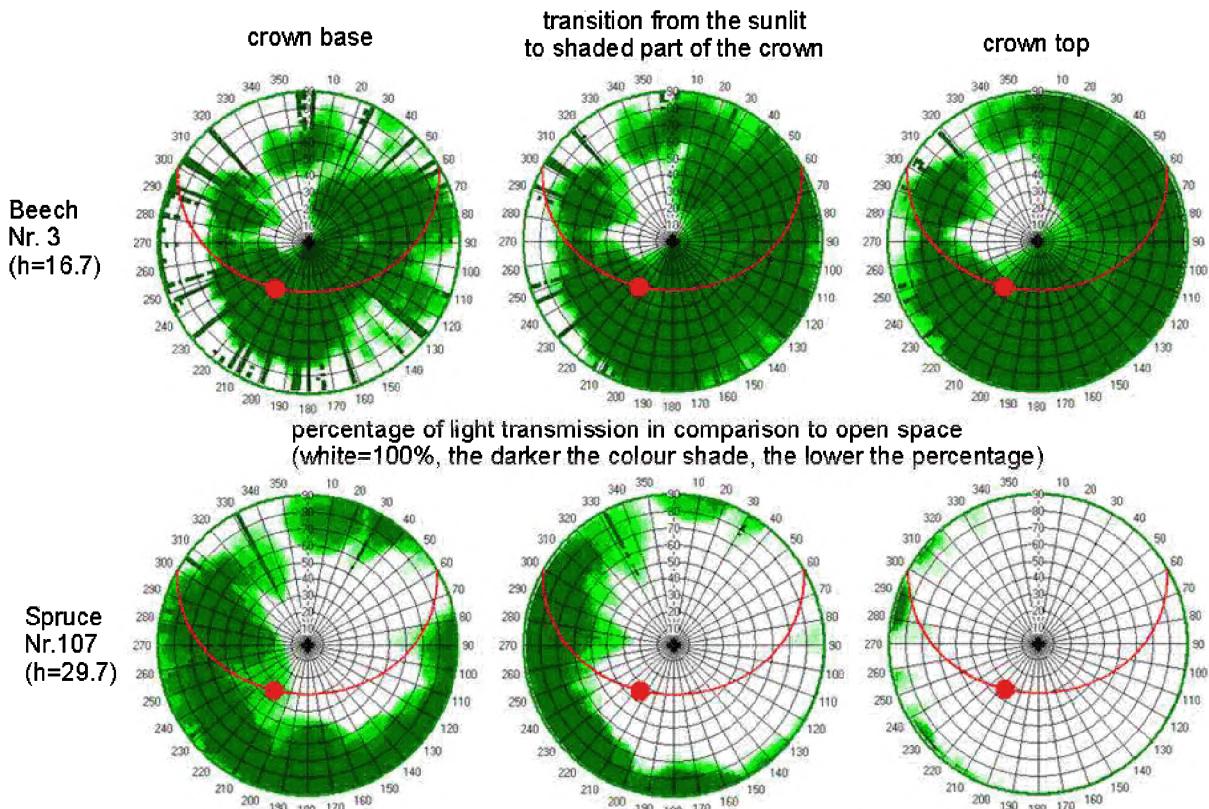


Figure 8: Example of hemispheres for two trees: an understorey beech and a dominant spruce. Hemispheres represent the tree top, the transition from the sunlit to shaded part of the crown, and the crown base.

Model of radiation absorption in crowns of individual trees

The model of the radiation interception in the upper hemisphere is used as a basis for the calculation of the percentage of direct and diffuse radiation. The percentage of the direct radiation is estimated as an arithmetical mean of the transmitted percentages of radiation in 10 sectors of the hemispheres, which are situated in the surrounding of the sun's position on the sky. Each sector represents a part of the sky of the size 2° of azimuth and 2° of zenith. The percentage of diffuse radiation is calculated as an arithmetical mean of all sectors of the hemisphere. In this way, the percentages of radiation are calculated for the top tree, the transition between the sunlit and the shaded part of the crown, and the crown base. The remaining points on the crown are interpolated as it is shown for the dominant spruce tree in Figure 9. This is the way how the amount of solar radiation absorbed by

leaves can be estimated in any height of the tree crown by reducing direct (DIR_c) and diffuse (DIF_c) radiation at open space by the percentage of the radiation transmitted through the stand canopy.

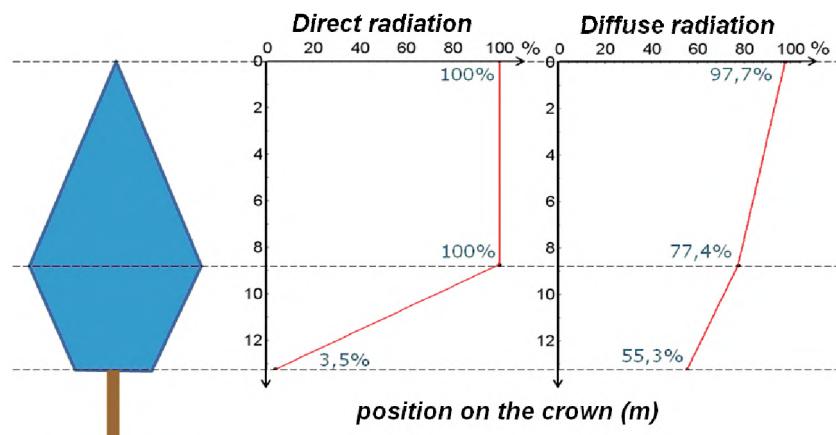


Figure 9: Radiation absorption along the crown of the spruce tree (No. 107) presented in Figure 8.

Conclusion

The presented model of solar radiation will enable us to refine the growth simulations of the tree semi-empirical model. The resulting simulations will down-scale the output at the level of tree organs and at a time period of 1 month, 1 day, or 1 hour. At the same time, they will also provide a user with the information about the ongoing processes, such as photosynthesis, transpiration, allocation, etc. The advantage of the model is that apart from the specification of the geographical position it does not require any other additional information to perform the simulation, since all other inputs represent standard components of growth simulations. Within the scope of our future research, it is required that the model is to be evaluated on the data describing the solar radiation in a forest canopy. Another so far unsolved question is the representativeness of the simulation plot of size 50 x 50 m, which, particularly in old loose stands, can cause that the model of the hemisphere does not account for the trees outside the plot that cause a decrease of solar radiation intensity, too. In this case, the appropriate solution seems to be to implement the correction model for the edge effect. A similar situation occurs if the assessed tree is situated at or near the boundary of the simulation plot. In such cases, the upper hemisphere is incomplete. The simplest solution would be to draw the boundaries of the simulation plot in the hemisphere, and to calculate the average value of diffuse radiation only from those sectors of the hemisphere that occur inside the simulation plot. If the sun's position lies in the sectors outside the simulation plot, we suggest reflecting its position into the quadrant of the hemisphere, which is completely filled with the forest simulation plot. The presented model of solar radiation represents a convenient amendment that refines growth simulations, which moves the simulations from the empirical towards the process-based approach.

Acknowledgment

This contribution/publication is the result of the project implementation: Centre of Excellence „Adaptive Forest Ecosystems“, ITMS: 26220120006, supported by the Research & Development Operational Programme funded by the ERDF.

References

- ASTRONOMICAL ALMANAC ONLINE, 2008: U.S. Nautical Almanac Office and Her Majesty's Nautical Almanac Office.
- ELLENBERG, H., 1963: Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen: in kausaler, dynamischer und historischer Sicht. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart, 943 p.
- FABRIKA, M., 2005: Simulátor biodynamiky lesa SIBYLA, koncepcia, konštrukcia a programové riešenie. Habilitačná práca, Technická univerzita vo Zvolene, 238 p.
- FABRIKA, M., ĎURSKÝ, J., 2006: Implementing Tree Growth Models in Slovakia, In: HASENAUER, H., et al.: Sustainable Forest Management. Growth Models for Europe. Springer Berlin Heidelberg New York, 398 s, p. 315-341.
- FU, P., RICH, P.M., 1999: Design and Implementation of the Solar Analyst: an ArcView Extension for Modeling Solar Radiation at Landscape Scales. Accessed online 15. May 2010: <http://proceedings.esri.com/library/userconf/proc99/proceed/papers/pap867/p867.htm>
- KREITH, F., KREIDER, J. F., 1978: Principles of solar engineering. McGraw-Hill, New York, NY, 623 p.
- LINKE, F., 1922: Transmissions-Koeffizient und Trübungsfaktor. Beiträge zur Physik der freien Atmosphäre 10, p. 91-103.
- MONSI, M., SAEKI, T., 1953: Über den Lichtfaktor in den Pflanzengesellschaften und seine Bedeutung für die Stoffproduktion. Jap. J. Bot., 14, p. 22-52.
- DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2010

- PRETZSCH, H., 2001: Modellierung des Waldwachstums. Parey Buchverlag Berlin, 341 p.
- PRETZSCH, H., KAHN, M., 1998: Konzeption und Konstruktion des Wuchsmodells SILVA 2.2 - Methodische Grundlagen. Abschlußbericht Projekt W 28, Teil 2, München, 277 p.
- RICH, P. M., DUBAYAH, R., HETRICK, W. A., SAVING, S. C., 1994: Using Viewshed models to calculate intercepted solar radiation: applications in ecology. American Society for Photogrammetry and Remote Sensing Technical Papers, p. 524-529.
- ROSS, J., 1981: The radiation regime and architecture of plant stands, W. Junk, Boston, Massachusetts, 391 p.
- ZBORNIK PRÁC SLOVENSKÉHO HYDROMETEOROLOGICKÉHO ÚSTAVU, 1991: SHMÚ, Zväzok 33/I, Klimatické pomery Slovenska. Vybrané charakteristiky, ALFA, Bratislava, 239 p.

**Holzmesskundliche Untersuchungen zum regionspezifischen Einzelbaumwachstum
der Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [BONG.] CARR.)
im ostseanahen Wuchsraum Mecklenburg-Vorpommerns**

MATTHIAS NOACK

Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde, Alfred-Möller-Straße 1, 16225 Eberswalde, Germany

1. Einleitung

Die im äußersten Westen Nordamerikas beheimatete und dort außergewöhnlich wuchsstarke Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [BONG.] CARR.) wird seit der Mitte des 19. Jahrhunderts auch in Mecklenburg-Vorpommern kultiviert und forstlich bewirtschaftet (WIESE 1923).

Aufgrund ihrer ökologischen Bindung an luftfeuchte Küstenklimate und ihrer Fähigkeit, stark vernässte Standorte zu erschließen sowie sich gegenüber konkurrenzstarken Begleitfalen durchzusetzen, wurde sie in Mecklenburg-Vorpommern während der 1950er und 1960er Jahre intensiv zur Wiederaufforstung von Sturmschadflächen auf Naßstandorten verwendet. Der Anbauschwerpunkt der Sitka-Fichte liegt folglich im Bereich grundwasserbeeinflusster Standorte des küstennahen Raumes und der Inseln. Gegenwärtig beträgt ihr Anteil an der Waldfläche ca. 0,5 %, wobei sie zu ca. 65 % in Reinbeständen wächst (RÖHE 1997).

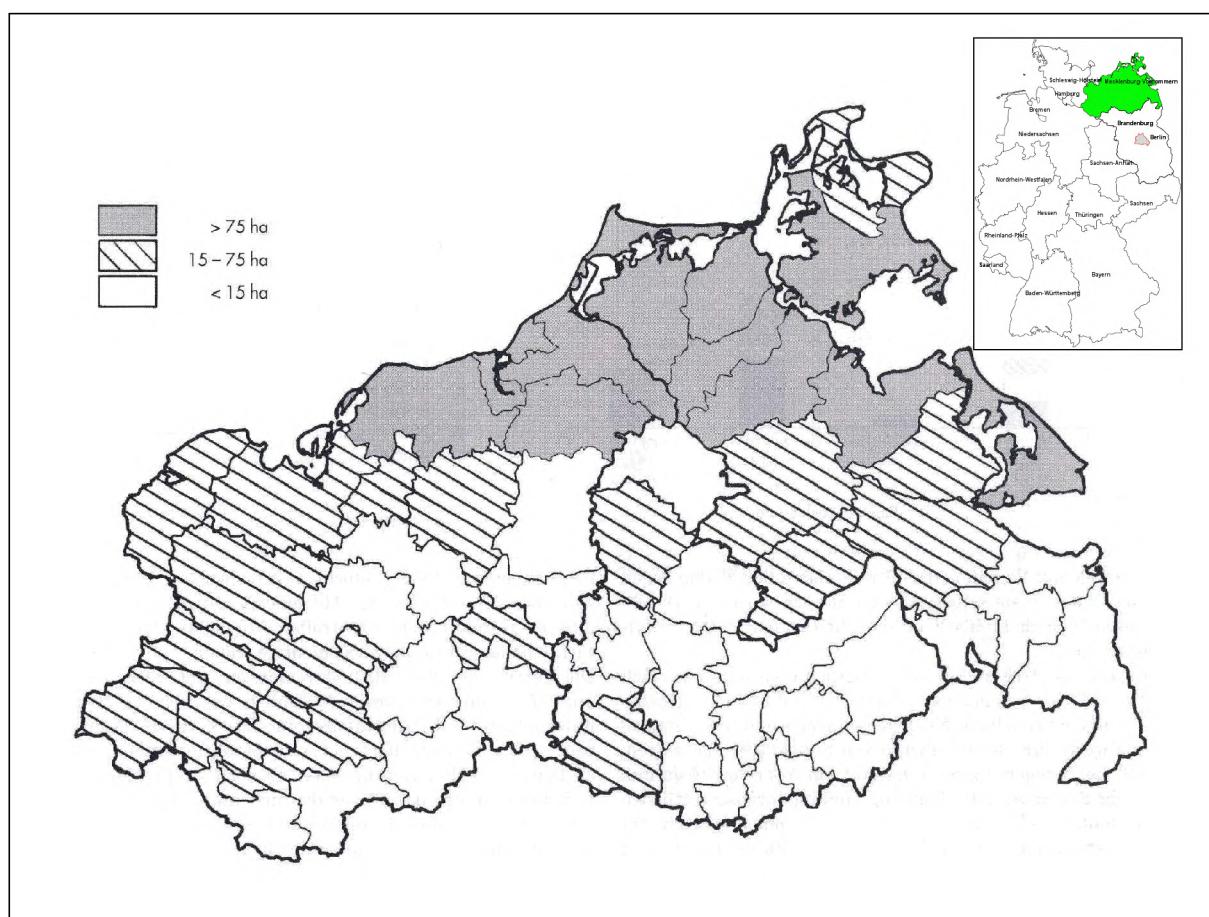


Abbildung 1: Sitka-Fichtenvorkommen im Bundesland Mecklenburg-Vorpommern der Bundesrepublik Deutschland; grau markiert sind die untersuchten Forstämter (Quelle: RÖHE 1997, verändert)

Auf Standorten mit einem nachhaltig frischen Wasserhaushalt und bereits bei nur mäßiger Trophie erreicht die Sitka-Fichte ein Niveau heimischer Baumarten deutlich übersteigende ertragskundliche Leistungsfähigkeit. Eigentumsartenübergreifend genießt sie deshalb bei standörtlicher Eignung eine hohe forstwirtschaftliche Attraktivität für den Anbau in Misch- sowie kleinflächigen Reinbeständen.

In Ermangelung eines regionspezifischen Wuchsmodells dient bis heute das für Nordwestdeutschland erarbeitete Wachstums- bzw. Ertragsmodell von SCHOBER (1962) als wissenschaftliche Bewirtschaftungs- und Bewertungsgrundlage. Holzmesskundliche Untersuchungen im ostseanahen Wuchsraum Mecklenburg-Vorpommerns (NEUMANN 2005, PETERSHEN 2005, SEMRAU 2005) offenbarten jedoch nicht unerhebliche Abweichungen zwischen den durch sektionsweise Kubizierung ermittelten Einzelbaumvolumina und ihren theoretischen Entsprechungen gemäß den von SCHOBER (1962) bereitgestellten Funktionen zur Quantifizierung des

Schaft- und Derbholzvolumens in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser und der Baumlänge. Zur Objektivierung dieses für die ertragskundliche Vorratsermittlung grundlegenden und wirtschaftlich wie waldbaulich relevanten Sachverhaltes wurden weitere Folgeuntersuchungen (JESCHKE 2008, PETERS 2008, WILLERT 2008) sowie eigene Erhebungen angestellt.

Untersuchungsziel war die exakte Quantifizierung des Einzelbaumvolumens zahlreicher repräsentativer Hauptbestandsglieder von Sitka-Fichtenbeständen mit Hilfe von stetigen Schaftkurvengleichungen. Nach einer Übernahmeprüfung der Volumengleichungen von SCHOBER (1962) für das standörtlich verschiedenen zu beurteilende nordostdeutsche Sitka-Vorkommen entlang der Ostseeküste sollen regionalspezifische Schätzfunktionen hergeleitet werden.

2. Material und Methoden

Als Primärdatenbasis dienen 101 sektionsweise vermessene Sitka-Fichten. Jeder Probebaum war ein repräsentativer Vertreter des vorherrschenden bis herrschenden Hauptbestandes und gehörte somit der Baumklasse 1 bzw. 2 nach KRAFT (1884) an.

Das Probebaumkollektiv verteilt sich auf die von SCHOBER (1962) definierten Durchmesser- und Höhenstufen wie in Tabelle 1 dargestellt. Trotz des vergleichsweise geringen Stichprobenumfangs konnte eine fast deckungsgleiche Probebaumbelegung der ausgewiesenen Merkmalsstufen sowie relativ proportionale Klassenhäufigkeiten gewährleistet werden.

Tabelle 1: Anzahl der sektionsweise vermessenen Sitka-Fichten-Probebäume nach Brusthöhendurchmesser- und Höhenstufen stratifiziert (Standardschrift: SCHOBER für Nordwestdeutschland; fett-kursive Schrift: NOACK für Mecklenburg-Vorpommern)

		$d_{1,3}$ [cm]													
		7 - 10	11 - 15	16 - 20	21 - 25	26 - 30	31 - 35	36 - 40	41 - 45	46 - 50	51 - 55	56 - 60	Σ		
l_m [m]	5 - 8	8 3											11 3		
	9 - 11	17 5	18 8	2									37 13		
	12 - 14	16	79	22 1									117 1		
	15 - 17	3	83 1	74 3	10 2	2							172 6		
	18 - 20		38 1	143 10	85 8	15 2	8 2	2					291 23		
	21 - 23			2	123 4	173 12	70 11	15 2	4				387 29		
	24 - 26				19	86 3	55 10	19 5	3 1	1			183 19		
	27 - 29					8	10 2	6 1	2 2			1	27 5		
	30 - 32					2	4	3	1 1	1			10 2		
	33 - 35						1			1			2		
		Σ	44 8	220 10	383 18	364 25	157 25	51 10	12 4	2 1			1	1234 101	

Auf der Grundlage der von jedem Probebaum erhobenen Merkmale Baumlänge l [m], Durchmesser in halber Baumlänge $d_{0,5l}$ [cm] und der über den gesamten Schaft relativ gleichmäßig verteilten Wertepaare (l_i, d_i) wurde der empirische Schaftkurvenverlauf mit Hilfe von lokalangepassten Spline-Funktionen geglättet.

Gemäß des Algorithmus von Lockow (1987) sind die Schäfte hierfür in drei charakteristische, nicht äquidistante Abschnitte aufgeteilt und die Messwertpaare (l_i, d_i) der entstehenden drei Knotenintervalle mit separaten kubischen Parabeln ausgeglichen worden (siehe Abbildung 2).

Der Einsatz baumindividuell hergeleiteter Spline-Funktionen birgt den Vorteil, die beobachteten Schaftformen von zufälligen Störungen bereinigen und die Gesetzmäßigkeit im Schaftkurvenverlauf durch eine stetige Funktion beschreiben zu können. Schließlich lässt sich das Schaft- und Derbholzvolumen der Probabäume effektiv und mit hoher Genauigkeit berechnen.

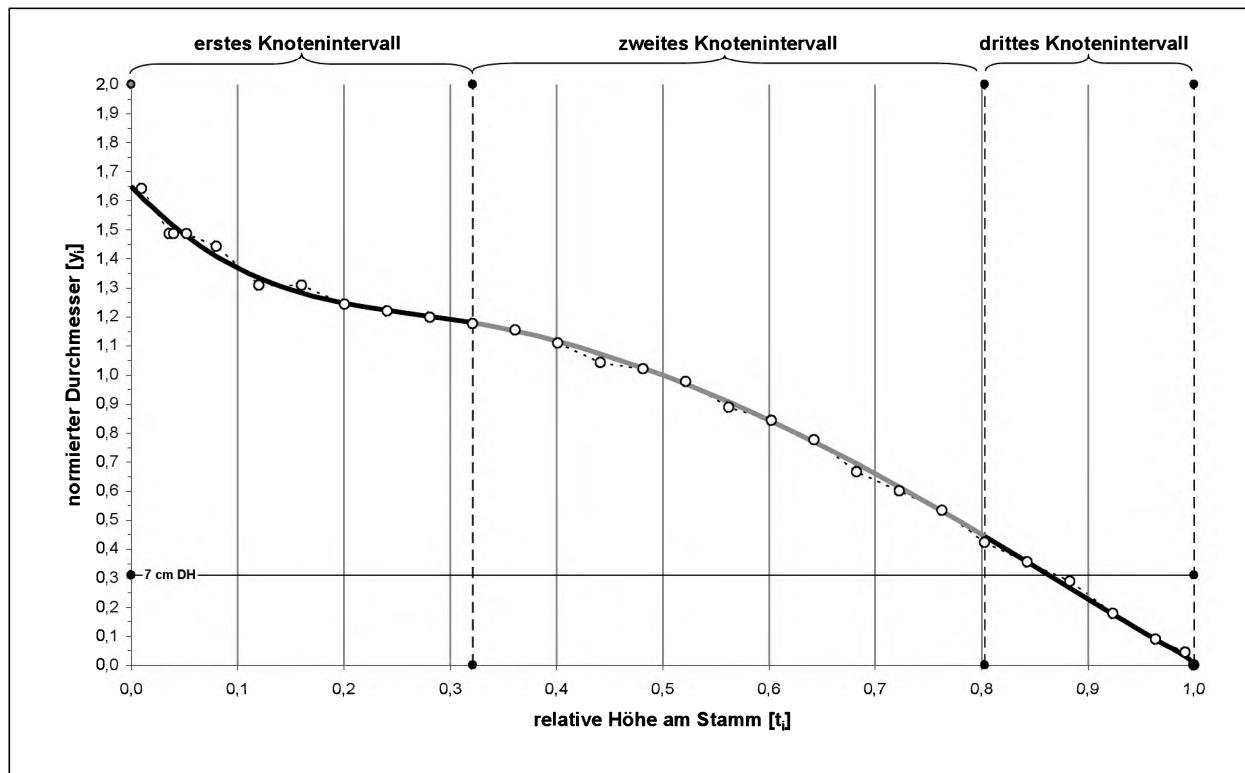


Abbildung 2: Beispiel einer normierten Baumschaftform zur Beschreibung der Erzeugenden mit Hilfe von drei verknüpften kubischen Parabeln nach dem Prinzip lokalangepasster Spline-Funktionen

3. Ergebnisse

3.1. Anpassungsgüte der lokalangepassten Spline-Funktionen

Die Teststatistik in Tabelle 2 weist die für die Probgebäume gefundenen Funktionen insgesamt als sehr geeignete Schaftkurvengleichungen aus. Selbst die geringsten Bestimmtheiten der zusammengefügten Spline-Funktionen sind auf dem Niveau $\alpha=0,001$ signifikant. Die stetigen Gleichungen sind somit geeignet, die jeweiligen stochastischen Naturzusammenhänge zwischen d_i und l_i zu beschreiben.

Mit 98,6 % ist das mittlere freiheitsgradbezogene Bestimmtheitsmaß überdurchschnittlich hoch.

Auch die geringen mittleren Fehler MFe und MFa bestätigen die hohen Anpassungsgüten der theoretischen Schaftkurvenfunktionen an die empirischen Punktescharen.

Die funktionsspezifischen Residuen ordnen sich in den Definitionsbereichen jeweils symmetrisch um die Abszisse an, so dass modellbedingte systematische Abweichungen zwischen den Beobachtungs- und Funktionswerten ausgeschlossen werden können.

Tabelle 2: Häufigkeitsverteilung der statistischen Kennwerte für die Quantifizierung der Approximationsgüten der lokalangepassten Spline-Funktionen zum regressionsanalytischen Ausgleich der beobachteten (l_i ; d_i)-Wertepaare zum Zweck der formal-mathematischen Beschreibung der Schaftkurvenverläufe der 101 bearbeiteten Probgebäume (MFe...einfacher mittlerer Fehler; MFa...absoluter mittlerer Fehler; $s_{y,x}$...Reststandardabweichung; B^* ...multiples Bestimmtheitsmaß)

	MFe [cm]	MFe [%]	MFa [cm]	MFa [%]	$s_{y,x}$ [cm]	B^* [%]
Minimum	0,00	0,0	0,09	2,6	0,28	83,8
Erstes Quartil	0,03	0,5	0,36	4,0	0,63	97,3
Median	0,05	1,0	0,52	5,2	0,89	98,6
Drittes Quartil	0,10	1,9	0,65	6,4	1,14	99,1
Maximum	0,23	9,2	0,99	16,5	1,88	99,8

3.2. Volumenermittlung für die Probeäume

Gemäß des Algorithmus' zur Schaftholz- und Derbholzvolumenberechnung auf der Grundlage baumindividueller Schaftformgleichungen von LOCKOW (1987) wurden sodann die Einzelbaumvolumina der untersuchten Probeäume berechnet.

Tabelle 3 charakterisiert die so entstandene und aus den baumindividuellen Wertetripeln ($d_{1,3}$; l ; v) resultierende Primärdatenbasis. Sie dient einer Übernahmeprüfung der von SCHOBER (1962) für Nordwestdeutschland bereitgestellten Funktionen zur Schätzung des Einzelbaumvolumens in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser und von der Baumlänge bzw. der Modellierung wuchsraumspezifischer Volumenfunktionen für die Sitka-Fichte in Mecklenburg-Vorpommern.

Tabelle 3: Statistische Primärdaten-Kennwerte der 101 untersuchten Sitka-Fichten-Probeäume
($d_{1,3}$...Brusthöhendurchmesser; l ...Baumlänge; v_{SH} ...Schaftholzvolumen; v_{DH} ...Derbholzvolumen)

	$d_{1,3}$ [cm]	l [m]	v_{SH} [m^3]	v_{DH} [m^3]
Minimum	6,50	5,40	0,01	0,01
arithmetisches Mittel	22,68	19,79	0,49	0,48
Maximum	42,00	31,65	1,77	1,76
Standardabweichung in der Stichprobe	7,61	6,18	0,35	0,35
Variationskoeffizient in der Stichprobe	33,55	31,23	71,57	72,41
Standardabweichung des arithmetischen Mittels	0,76	0,61	0,03	0,03
Variationskoeffizient des arithmetischen Mittels	3,34	3,11	7,12	7,21
Anzahl der Stichprobenelemente	101	101	101	101

3.3. Übernahmeprüfung der Volumenfunktionen von SCHOBER (1962)

Die von SCHOBER (1962) für Nordwestdeutschland bereitgestellten Einzelbaumvolumen-Schätzfunktionen für Sitka-Fichte lauten:

$$\text{Schaftholz : } v_{SH} [m^3] = e^{-10,18181 + 1,68243 \cdot \ln d_{1,3} + 1,30888 \cdot \ln h}$$

$$\text{Derbholz : } v_{DH} [m^3] = \left(e^{-10,27436 + 1,75795 \cdot \ln d_{1,3} + 1,26233 \cdot \ln h} \right) - 0,005 .$$

Zur Eignungsprüfung dieser Funktionen im Wuchsraum Mecklenburg-Vorpommerns sind in Abbildung 4 die relativen Abweichungen zwischen den wahren Einzelbaumvolumina der untersuchten Probeäume und den gemäß SCHOBER (1962) berechneten (theoretischen) Einzelbaumvolumina (entspricht 100 %) dargestellt.

Für Schaft- und Derbholzvolumen verdeutlichen die Diagramme eine deutliche systematische Fehlertendenz. Bei Anwendung der Schätzfunktionen von SCHOBER (1962) kommt es zu einer progressiven Volumenunterschätzung mit abnehmendem Brusthöhendurchmesser. Die beobachteten, wahren Volumina überschreiten die theoretischen Funktionswerte umso stärker, je schwächer die Durchmesser sind. Lediglich in den oberen Stärkeklassen nähern sich die theoretischen den wahren Volumenwerten an. Im Bereich der unteren Stärkeklassen nehmen die Differenzen hingegen ein mittleres Niveau von im Mittel $\sim +35\%$ (v_{SH}) bzw. $\sim +40\%$ (v_{DH}) zugunsten der tatsächlich ermittelten Probebaumvolumina an.

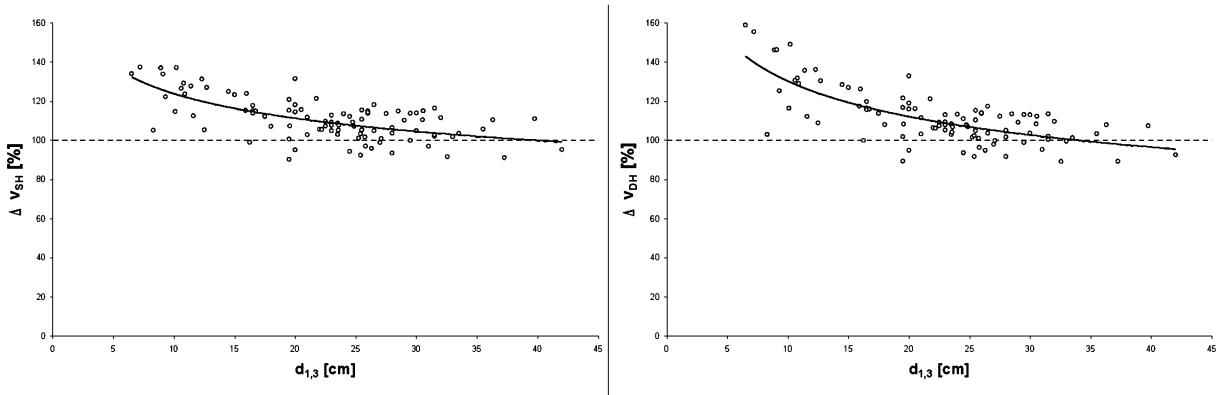


Abbildung 4: Differenz [%] zwischen den Einzelbaumvolumina der untersuchten Probebäume und den gemäß SCHOBER (1962) quantifizierten theoretischen Einzelbaumvolumina (entspricht 100 %) in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$

Werden die wahren und theoretischen Einzelbaumvolumina zur Vermeidung dimensionsbedingter Verzerrungen in einem doppelt-logarithmischen Koordinatensystem gegenübergestellt, lässt sich die modellbedingte Fehlertendenz als Abweichung von der Winkelhalbierenden feststellen (siehe Abbildung 5). Im Eignungsfall der Funktionen von SCHOBER (1962) würde sich die empirische Punktewolke im gesamten Definitionsbereich symmetrisch um die Gerade anordnen.

Mit einem Anordnungsverhältnis der Punktewolke von 87 % zu 13 % um die Winkelhalbierende ist jedoch für beide Volumenkennwerte ein deutliches Ungleichgewicht festzustellen.

Demzufolge weisen die in Mecklenburg-Vorpommern aufwachsenden Sitka-Fichten insbesondere in den schwächeren Durchmesserstufen nicht nur zufällig ein höheres Baumvolumen auf, als es mit den für Nordwestdeutschland zutreffenden Schätzmodellen berechnet werden kann. Bei Anwendung der für Nordwestdeutschland geltenden Volumenfunktionen im ostseanahen Wuchsraum Ostdeutschlands kommt es demzufolge vor allem im Bereich der schwachen und starken Stangenholzer zu einer funktionsbedingten erheblichen Vorratsunterschätzung.

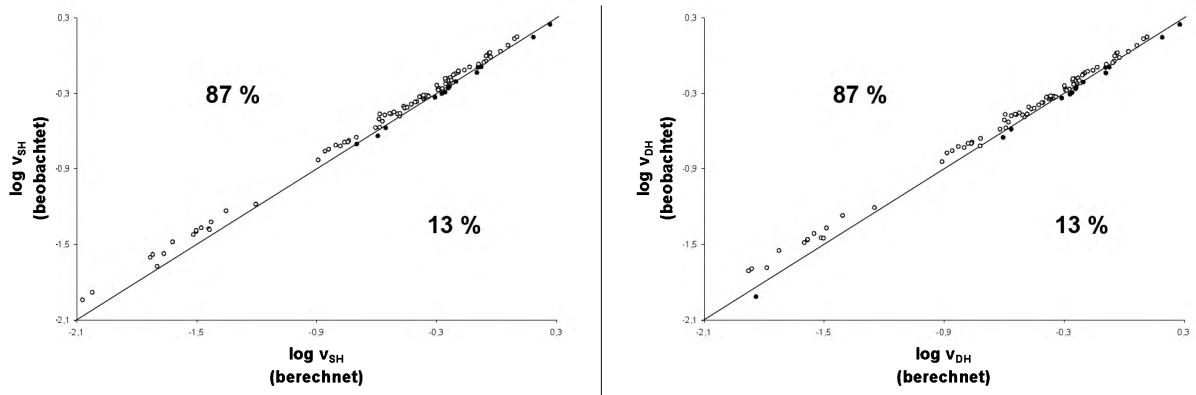


Abbildung 5: Vergleich der gemäß SCHOBER (1962) geschätzten Volumenwerte mit den empirischen Originalwerten (Winkelhalbierende)

Unter Beachtung dieser Erkenntnisse ist die Vorhersagegüte der nordwestdeutschen Volumengleichungen zur Schätzung der Einzelbaumvolumina in Mecklenburg-Vorpommern aufgewachsener Sitka-Fichten kritisch zu bewerten. Es resultiert die Notwendigkeit der Entwicklung regionalspezifischer Volumenfunktionen für den ostseanahen Wuchsraum Mecklenburg-Vorpommerns.

3.4. Modellierung regionalspezifischer Volumenfunktionen

Die formal-mathematische Quantifizierung der stochastischen Beziehungen zwischen den abhängigen Einzelbaumvolumina v (Y) und den unabhängigen Regressoren Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ (X_1) und Baumlänge l (X_2) der Sitka-Fichten erfolgte mit Hilfe des Modells der rationalen Mehrfach-Potenzfunktion

$$y = f(x_1, x_2) = \alpha \cdot x_1^\beta \cdot x_2^\gamma .$$

In diesem eigentlich nichtlinearen Zusammenhang zwischen den unabhängigen (X_1 , X_2) und der abhängigen Zufallsvariablen (Y) bedeuten:

- y Schaftholzvolumen bzw. Derbholzvolumen des Einzelbaumes v [m^3],
 x_1 Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ [cm] sowie
 x_2 Baumlänge l [m].

Die Termini sowie die Teststatistiken der konstruierten Volumen-Schätzfunktionen sind in den Tabellen 4 und 5 verzeichnet. Die Bestimmtheiten beider Gleichungen sind statistisch sehr gut gesichert. Die Regressoren $d_{1,3}$ und l beeinflussen das Einzelbaumvolumen jeweils signifikant (+++).

Die geringen Reststandardabweichungen und mittleren Fehler kennzeichnen die hohe Anpassungsgüte der Funktionen an die Beobachtungswerte.

Die über beide Regressoren abgetragenen Residuen (siehe Abbildungen A-1 und A-2) belegen, dass die Funktionen jeweils die Schwerpunkte der Punktescharen durchziehen. Systematische Fehler oder Fehlertendenzen existieren demzufolge nicht.

Tabelle 4: Gleichung und Teststatistik zur Schaftholz-Volumenfunktion

$v_{SH} [m^3] = 6,639642 \cdot 10^{-5} \cdot d_{1,3}^{+++} [cm]^{1,650118} \cdot l [m]^{1,183487}$	
Multiples Bestimmtheitsmaß	+++ 0,9873
Reststandardabweichung	0,0393
Einfacher mittlerer Fehler [m^3]	0,0030
Absoluter mittlerer Fehler [m^3]	0,0263
Einfacher mittlerer Fehler [%]	0,2462
Absoluter mittlerer Fehler [%]	5,4783

Tabelle 5: Gleichung und Teststatistik zur Derbholz-Volumenfunktion

$v_{SH} [m^3] = 3,137664 \cdot 10^{-5} \cdot d_{1,3}^{+++} [cm]^{1,734569} \cdot l [m]^{1,334846}$	
Multiples Bestimmtheitsmaß	+++ 0,9238
Reststandardabweichung	0,0961
Einfacher mittlerer Fehler [m^3]	0,0099
Absoluter mittlerer Fehler [m^3]	0,0363
Einfacher mittlerer Fehler [%]	0,5938
Absoluter mittlerer Fehler [%]	7,7789

Die aus den genannten Volumenfunktionen resultierenden Wirkungsflächen bzw. Nomogramme zur grafischen Veranschaulichung der Abhängigkeiten zwischen dem Einzelbaumvolumen und den volumenbildenden Faktoren Brusthöhendurchmesser und Baumlänge sind in den Abbildungen 3 und A-3 dargestellt.

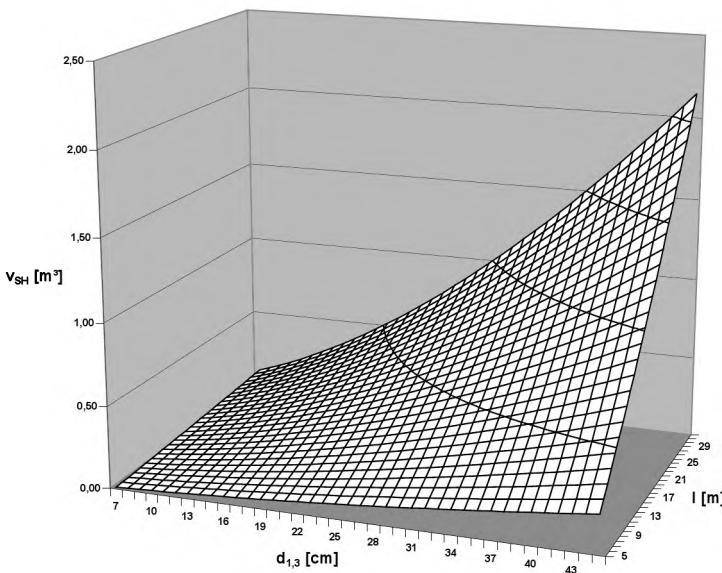


Abbildung 3: Einzelbaum-Schaftholzvolumen v_{SH} [m^3] von Sitka-Fichte in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ [cm] und Baumlänge l [m]

4. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Lokalangepasste Spline-Funktionen erwiesen sich als sehr gut geeignet, die Schaftkurvenverläufe von in Mecklenburg-Vorpommern aufgewachsenen Sitka-Fichten formal-mathematisch mit hoher Approximationsgüte zu beschreiben und die Einzelbaumvolumina für Schaft- und Derbholz exakt zu quantifizieren.

Auf dieser Grundlage zeigten sich erhebliche systematische Abweichungen der gemäß SCHOBER (1962) berechneten theoretischen Baumvolumina von den wahren Volumenwerten. Bei Anwendung der für Nordwestdeutschland entwickelten Funktionen in Mecklenburg-Vorpommern sind mit abnehmendem Brusthöhendurchmesser progressiv ansteigende Volumenunterschätzungen festzustellen.

Zur Präzisierung der im ostseinenahen Wuchsraum Nordostdeutschlands spezifischen stochastischen Beziehungen zwischen dem Einzelbaumvolumen, dem Brusthöhendurchmesser und der Baumlänge wurden neue Schaft- und Derbholzvolumen-Schätzfunktionen modelliert, die frei von systematischen Abweichungen bzw. Fehlertendenzen sind.

5. Literatur

- JESCHKE, CH. (2008): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchung an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [Bong.] Carr.) im nordostdeutschen Tiefland. Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.
- KRAFT, G. (1884): Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellungen und Lichtungshieben. Klindworth's Verlag, Hannover.
- LOCKOW, K.-W. (1987): Die Beschreibung der Baumschaftform mit lokalangepassten Spline-Funktionen, dargestellt an holzmesskundlichen Anwendungsbeispielen für Forstwissenschaft und -praxis. IFE-Berichte aus Forschung und Entwicklung, 7.
- NEUMANN, M. (2005): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchungen an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [BONG.] CARR.) im nordostdeutschen Tiefland speziell in Mecklenburg-Vorpommern. Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.
- PETERS, CH. (2008): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchung an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [Bong.] Carr.) im nordostdeutschen Tiefland. Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.
- PETERSHEN, S. (2005): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchung an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [Bong.] Carr.) im nordostdeutschen Tiefland. Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.
- RÖHE, P. (1987): Die forstlich wichtigsten nichtheimischen Baumarten in Mecklenburg-Vorpommern. Mitteilungen aus dem Forstlichen Versuchswesen Mecklenburg-Vorpommern, Heft 1.
- SCHOBER, R. (1962): Die Sitka-Fichte. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main.
- SEMRAU, A. (2005): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchungen an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [Bong.] Carr.). Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.
- WIESE, E. (1923): Die Nadelhölzer Mecklenburg-Schwerins. Mitteilungen der Deutschen Dendrologischen Gesellschaft 33, Stuttgart.
- WILLERT, CH. (2008): Holzmess- und waldwachstumskundliche Untersuchung an Sitka-Fichte (*Picea sitchensis* [Bong.] Carr.) im nordostdeutschen Tiefland. Diplomarbeit Fachhochschule Eberswalde.

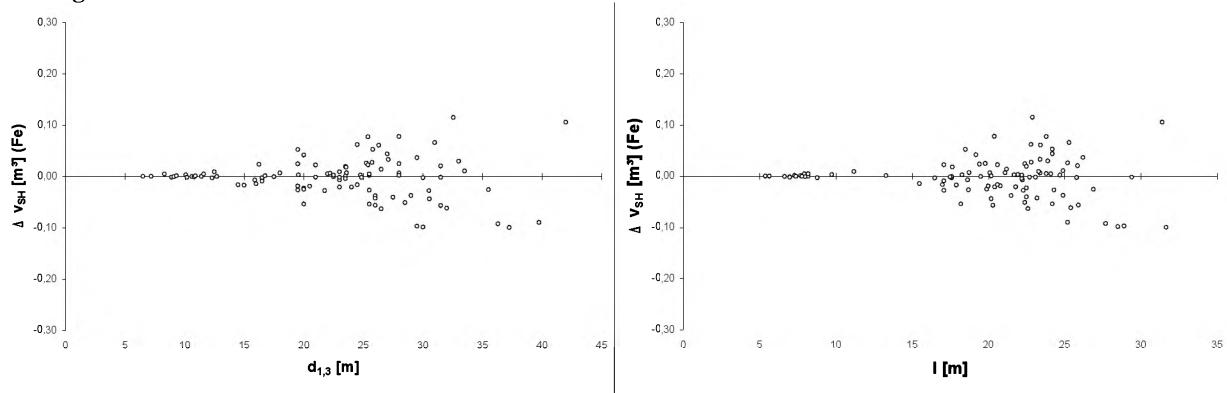
Anhang:

Abbildung A-1: Fehlerverteilung (Fe) der Schaftholz-Volumenfunktion in Tabelle 4

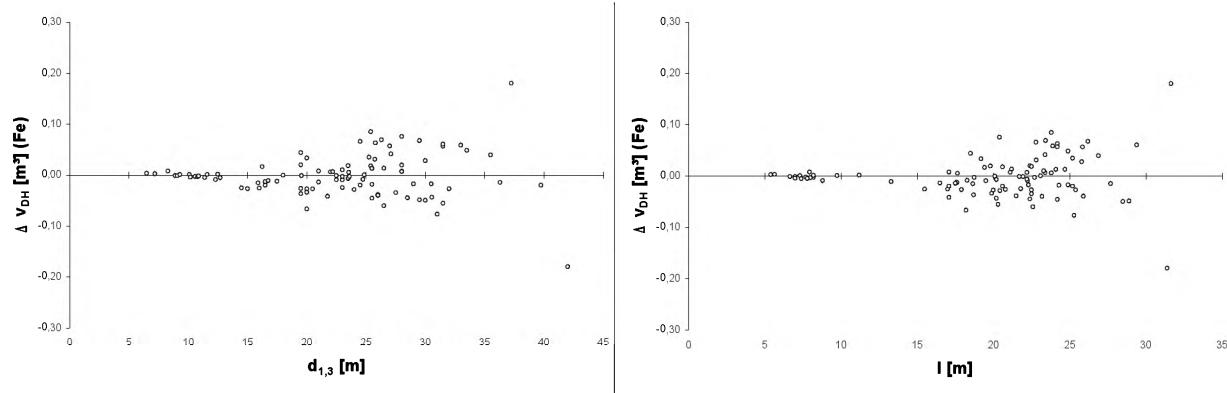
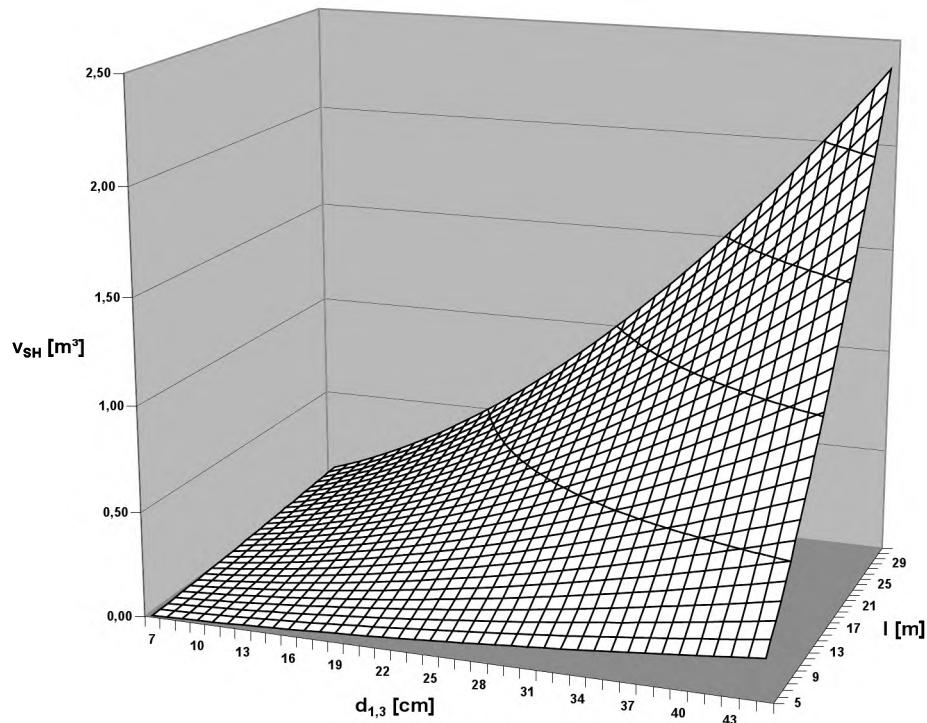


Abbildung A-2: Fehlerverteilung (Fe) der Derbholz-Volumenfunktion in Tabelle 5

Abbildung A-3: Einzelbaum-Derbholzvolumen v_{SH} [m^3] von Sitka-Fichte in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ [cm] und Baumlänge l [m]

Evaluation of long-term experiments with thinning of Norway spruce stands

Marian Slodičák, Jiri Novák

Forestry and Game Management Research Institute, Opočno Research Station, CZ – 517 73, Opočno, Czech Republic, slodicak@vulhmop.cz; tel.: +420 494 668 391; fax +420 494 668 393

Introduction

Norway spruce (*Picea abies* /L./ Karst.) is and in future it will be the most important commercial species in the Czechia with 55% in the present tree species composition. But this species is unacceptably predisposed to various kinds of damage. The most hazardous factor in the Czech forests is (in descending order) wind, snow, biotic factors and air pollution. Salvage cuttings in Czech forests increased from 27 mil. m³ of wood (27% of allowable cut) in 1966 – 1975 to 47 mil. m³ of wood (33% of allowable cut) in 1996 – 2005. The mean annual salvage cut varied around 4 - 5 mil. m³ of wood with some years of extreme damage (windstorms Kyrill in 2007 and Emma in 2008). In addition, decline and consequent dieback of spruce stands is occurring massively in the zones where spruce is not considered an originally prevailing species in the Czech Republic.

Norway spruce (*Picea abies* /L./ Karst.) in Czechia is cultivated under nearly all site conditions from floodplain forests to the 8th forest vegetation zone (*Piceetum*) in the mountains. Diversified natural conditions require the differentiation of silvicultural methods to meet management goals.

Generally, thinning seems to be the most important measure to influence forest stand development, e.g. increment of stability of stands and their resistance to harmful factors. Therefore, the objectives of this study are to find out the effect of thinning on the main stand parameters (number of trees, basal area and diameter of dominant trees) in comparison with growth tables and to find out the effect of thinning on stabilisation of the spruce stands especially to snow and wind damage.

For the thinning research in the frame of Forestry and Game Management Research Institute, 46 experimental series were founded in Norway spruce stands in three time groups in the period 1956 – 1973. From the original 46 experimental series, only 24 persisted to the present time. Other series were partly or completely destroyed mostly by climatic factors.

Presented paper is oriented on the general evaluation of the thinning series established in 50s and 60s (“older” series) compared with the data from the other ones funded in 70s and 80s (“younger” series).

Methods

We compared two groups (older series and younger series) of long-term experiments which were established under supervision of Forestry and Game Management Research Institute in the Czech Republic.

Older series are represented by 18 series established in the period of 1958–1973 in the originally 30-50-year-old stands. The methods for founding and evaluation of long-term thinning experiments is based on the standardized techniques and methods used in forestry research. This methodology was established by the Forestry and Game Management Research Institute in 1956 – 1957 (PAŘEZ 1958). The thinning experiments were projected in order to compare two basic ways of thinning: positive selection from above (high thinning) and negative selection from below (low thinning). The test element of each experimental series is control plot without intentional thinning. The basic area of partial comparative plot is 0.25 ha, preferably square with sides of 50 m. The experimental series are surveyed as a rule in five-year periods off-vegetation-season and all trees are measured by calipers in mm over bark. The diameter of each tree is measured twice: the first measurement against the label, the second at a perpendicular angle.

Data from these experiments were published separately and in the frame some aspects only (SLODIČÁK, NOVÁK 2003, 2007). For the presented paper we used two variants: control unthinned plots as “Control older” and plots with negative selection from below as “Thinning older”.

Thinning with negative selection from below focused on removing the dead and dying trees (Kraft class 5), slower-growing trees (Kraft class 4) and poor quality, mechanically injured and diseased trees of higher classes. Healthy, well-shaped dominant trees were removed only to release the groups of trees with similar dimensions and quality. Before removing a healthy dominant tree with unsatisfactory crown or stem characteristics, the canopy condition was taken into account to minimize upper canopy disturbance. In the experiment, moderate and heavy thinning grades were chosen based on previous experience with quantity and quality of production. The intensity of one thinning treatment was determined to 15 – 10% of the basal area during the first half of the rotation and to 10 – 6% of basal area for the second half of rotation. Full stocking and five-year thinning period was supposed. Where stocking is less than 1.0 (for example 0.8 – 0.9), the thinning intensity decreased to 30 – 50% of original amount. Thinning always reflected the actual state of a stand. Heavier reduction of basal area by 30% or more was used where situations required release cuttings.

Control plots were used for investigation of natural mortality in a stands and for comparison with investigated thinning variants. All stand characteristics are measured in the same way as on comparative plots with thinning, but intentional silvicultural treatments are omitted. Only dead, broken or uprooted trees are removed. Those trees that were removed were measured as on other comparative plots.

Totally we used 18 control plots (Control older) and 21 plots with negative selection from below (Thinning older) from the experiments described above.

For the comparison analysis we used three experimental series established in 70s and 80s according to IUFRO methodology (ABETZ 1977) with basic area 0.10 ha of partial comparative plots. Two of them (CZ-13 Vitkov and CZ-14 Machov) are integral parts of European Stem Number Experiment IUFRO (SLODICKÁK 2006) and consists of five thinning variants: 1 – control plot without thinning, 2 – plot with heavy thinning at the young age, i.e. density reduction per hectare to 1 200 trees at top height (h_{200}) 10 m, another reductions to 900 trees at h_{200} 12,5 m and to 700 trees at h_{200} 15 m, 3 – 4 – plot with intensive thinning at the subsequent age, i.e. reduction from 1200 to 900 trees at h_{200} 20 m and another reduction to 700 trees at h_{200} 22,5 m, 5 – „commercial thinning“ – tree removal occurs only if $60 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ of stem wood volume can be got, in the operation, from trees with breast height diameter of at least 12 cm excluding selected target trees). Data from these experiments were partly published (SLODICKÁK et al. 2005, SLODICKÁK, NOVÁK 2006).

Third experimental series (Polom) was established by similar methodology: 1 – control plot without thinning, 2 – plot with intensive thinning at the subsequent age and 3 – plot with heavy thinning at the young age (SLODICKÁK, NOVÁK 2004).

Stand characteristics (height, diameter at breast height) were measured in the same way as older series presented above but annually. For the presented paper we used three variants: control unthinned plots as “Control” (totally 4 plots), plots with heavy thinning at the young age as “Thinning 1” (totally 5 plots) and plots with intensive thinning at the subsequent age as “Thinning 2” (totally 9 plots).

Because the analysed experiments grow in different conditions (elevation from 410 to 1045 m, sites from acid to rich, current age from 44 to 107 years - see tab. 1) we arranged all data according to the top height. Primary calculation consisted in evaluation of stand basal area (G) on hectare basis, and mean diameter of dominant trees. The diameter d_{200} was calculated as an arithmetic mean of 200 thickest trees per hectare. Height curves (using Näslund equation, NÄSLUND 1937) were calculated for all variants of each series and periods of investigation. Orientation on dominant trees is justified by the fact that dominant trees are the skeleton of the stand and their stability determine the stability of the whole stand,

In order to find out significant differences between variants, analyse of variances (ANOVA) was used. If results of ANOVA were significant, then Tukey's test was used for multiple comparison tests for all pairwise differences between the means (ZAR 2009). All tests were performed at the level $\alpha = 0.05$ using UNISTAT 6.5 software system.

Results

Basal area

The higher density of the stands of older series at the beginning of observation (mean top height of 15.2 m) resulted in higher than modelled basal area (42.8 and 36.6 m^2) on Controls and Thinned plots compared to 28 m^2 per hectare according to yield tables for site index 36 (Fig. 1).

Next development of basal area of older series approached the growth table data, first Thinned plots at the top height of 20, 24.9 and 29.7 m and then Controls (top heights 29.7 and 34.4 m).

Significant differences between Control and Thinned plots were found only at the top height 20 and 24.9 m (Tab. 1). Decelerated increment of basal area at the end of observation, identified at the top height 38 m on Controls and the top height 34.4 m on Thinned plots, was caused by increased mortality which was hardly counterbalanced by periodic basal area increment at the end of rotation.

Basal area of Controls younger reached the value of 41.5 m^2 comparable with Control older at top height 15.1 m and Thinned stands younger reached values comparable with Thinned stand older at the top height of 20 and 20.4 m (38.9 and 38.5 m^2 for Thinned 1 and 2 younger and 36.5 m^2 for Thinned older).

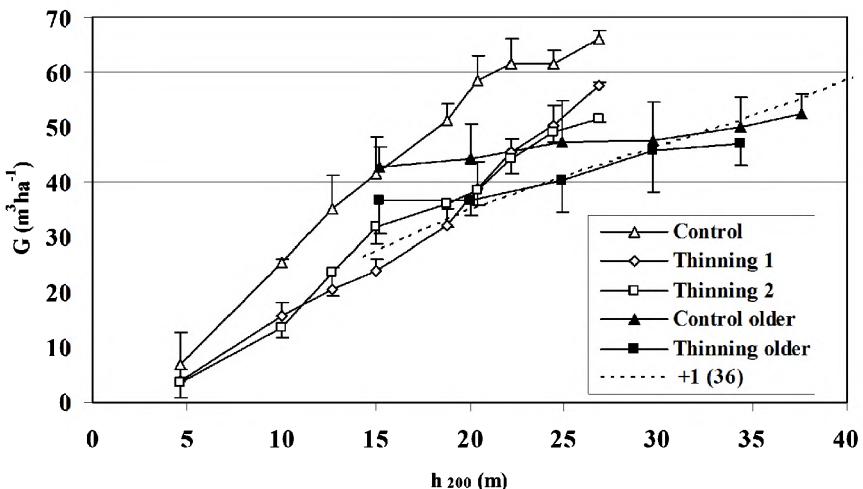


Fig. 1: Basal area according to height of dominant trees (h_{200}). Error bars denote standard deviations.

Contrary to older series, basal area of younger series has continually been increasing. Since the top height of 15.1 m to the top height of 27 m, it increased to 66 m² on Controls (by 59%) and to 57.7 and 51.6 m² on plots Thinning 1 and Thinning 2 (by 140 and 62% respectively). The last analysed top height of 24.4 m showed that variants Thinning 1 and Thinning 2 reached basal area 50.4 and 49.1 m², i.e. by 24 and 21% higher values than growth-table data for site index 36 (40.7 m²). Differences between Control and Thinned plot become significant since the top height of 10 m till the end of observation. At the top height of 15.1 m we found the difference between variously thinned plots Thinning 1 and Thinning 2 (Tab. 2).

Tab. 1: Statistical analysis of differences between Controls and Thinned variants in older series (the results from ANOVA).

h _{dom} (m)	G	D ₂₀₀	p-value
15.2	0.24	0.29	
20.0	0.001	0.51	
24.9	0.004	0.72	
29.7	0.53	0.76	
34.4	0.22	0.61	

h_{dom} – top height, G – basal area, D₂₀₀ – diameter of dominant trees

Tab. 2: Statistical analyses of younger series (results from ANOVA and Tukey's test).

h _{dom} (m)	G			D ₂₀₀		
	C	T1	T2	C	T1	T2
4.7	a	a	a	a	a	a
10.0	a	b	b	a	a	a
12.8	a	b	b	a	a	a
15.1	a	b	c	a	a	a
18.8	a	b	b	a	b	ab
20.4	a	b	b	a	b	b
24.4	a	b	b	a	b	b

The same letter indicates insignificant differences at the 0.05 level. h_{dom} – top height, G – basal area, D₂₀₀ – diameter of dominant trees, C – control, T1 and T2 – thinning (see methods for more explanation)

Mean diameter of dominant trees

The data on the mean diameter of dominant trees (200 thickest individuals per hectare) on older series are available since the top height 15.2 m to the top height 37.6 m on Controls and 34.4 m on Thinned variants (Fig. 2). During that period the mean diameter increased approximately twice from 18.4 to 45.4 cm on Controls and from 19.7 to 38.8 on Thinned variants. In spite of significant differences in basal area between Control and Thinning found at the top height of 20, 24.9, the mean diameter of dominant trees did not differ and was nearly identical on both comparative variants (Tab. 1).

The data about dominant trees on younger series are available since the top height 4.7 m (before experimental thinning on all variants) when the mean diameter of 200 thickest individuals reached on Controls, Thinning 1 and Thinning 2 variants the values of 6.5 cm, 6.8 cm and 5.9 cm (insignificant differences, Tab. 2). The first indication of thinning effect on the diameter of dominant trees appeared at the top height of 15.1 m (Controls - 20.9 cm, Thinning 1 and 2 – 23.0 and 22.6 cm). Analyses at the top height 18.8 m, 20.4 m and 24.4 m confirmed increasing differences between Controls and Thinned plots, first on earlier treated variant Thinning 1 (since the top height of 18.8 m) and later on variant Thinning 2 (top height 20.4 and 24.4 m). Differences in the mean height of dominant trees between both thinned variants remained insignificant.

Higher diameter at approximately the same height means lower h/d ratio which increased on Control younger from 72 at the top height of 15.1 m to 82 at the top height of 24.4 m. At the same time it increased on thinned variants from 66 to 68 (Thinning 1) and from 67 to 71 (Thinning 2). On Control older and Thinning older reached at similar height of 24.9 m the less favourable values of 90 and 89.

Comparison of Control stands

When we compared control stands younger with control stand older, we found higher increment of the diameter of dominant trees in younger stands since the top height of 15 m, though only on the border level $\alpha = 0.051$ (Tab. 3). Significantly higher both stand basal area and mean diameter of dominant trees in younger series were found at the top height 20.4 and 24.4 m (compared to the top height of 20.0 and 24.9 m in older series).

Tab. 3: Analyses of differences between Controls older and Controls younger.

h _{dom} (m)	p-value			
	Younger	Older	G	D ₂₀₀
15.1	15.2		0.78	0.051
20.4	20.0		0.007	0.005
24.4	24.9		0.006	>0.001

h_{dom} – top height, G – basal area, D₂₀₀ – diameter of dominant trees

Discussion and conclusions

Analyses of the data from thinning series initiated in the period of 1958-1969 in the Norway spruce stands founded at the beginning of 20th century with density of about 10 thousand trees per hectare confirmed that the effect of thinning from below started at the top height ca 15 m was insufficient. Although we recognized significant differences in basal area between Control and Thinned variants during the period of experimental treatments (the top height of 15 to 25 m), we found no differences in the mean diameter of dominant trees. Similar low effect of thinning in Norway spruce stands was reported by ERIKSSON 2006, MAKINEN et al. 2006 AND PELLETIER, PITT 2008.

On the other hand, we found the significant effect of thinning in younger series on all studied parameters. These experiments were initiated in spruce stands established in 60s with density 2.5 – 3 thousand plants per hectare. Experimental thinning started there at the top height of 5 to 10 m. Our result confirmed the positive effect of heavy and early low thinning on diameter of dominant trees and their h/d ratio. Strong increase in taper compared with trees in unthinned stands was reported by KARLSSON (2000) who found that stems in stands treated with heavily recurrent thinning from below also increased in taper, although the increases were in this case not always statistically significant.

The positive effect of early thinning or wide spacing on stand stability is supported by many other studies (e. g. POLLANSCHÜTZ 1974, MACCURRACH 1991, NIELSEN 1995, BRÜCHERT et al. 2000). However the gain of stability is counterbalanced by significant production losses (ERIKSSON 2006, SKOVSGAARD 2009).

Our study confirmed different dynamics of basal increment in younger stands compared to older ones. While basal area of thinned older stands approximately copies the model for site index 36 from growth tables (ČERNÝ et al. 1996), basal area of thinned younger stands reached the model value at the top height of 20m and at the height of 25 m is approximately 20% higher. Such increased growth was reported in several studies in Europe (BECKER, LÉVY 1989, ECKSTEIN et al. 1989, KENK 1990, etc.). This phenomenon can be explained not only by climate change, especially higher temperature but as well by elevated content of CO₂ in the atmosphere, or in the central Europe, by elevated nitrogen deposition.

From the study it can be concluded that the highest basal area was in older as well as in younger series accumulated in control unthinned stands. Positive effect on diameter growth of dominant trees was found only in younger series. Variants with continuation of early thinning (Thinning 1) and delayed thinning (Thinning 2) did not differ. In younger series we identified increased growth of basal area and diameter of dominant trees compared to older stands and growth tables.

Acknowledgements

The study was supported by the Ministry of Agriculture, Czech Republic within projects MZE 0002070203.

References

- ABETZ, P.: Programme of the European research in stem number of spruce (*Picea abies* Karst.). Mitteilungen der Forstlicher Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, 80: 15–21, 1977
- BECKER, M., LÉVY, G.: A proposito del deperimento delle foreste: Clima, selvicoltura e vitalita' dell'abetina dei Vosgi. L'Italia Forestale e Montana, 44, (2): 85-106, 1989
- BRÜCHERT, F., BECKER, G., SPECK, T.: The mechanics of Norway spruce [*Picea abies* (L.) Karst.]: mechanical properties of standing trees from different thinning regimes. Forest Ecology and Management, 135 (1-3): 45–62, 2000
- ČERNÝ, M., PAŘEZ, J., MALÍK, Z.: Růstové a taxační tabulky hlavních dřevin České Republiky (smrk, borovice, buk, dub). [Growth and mensurational tables of main tree species in the Czech Republic (spruce, pine, beech, oak)]. Jilové u Prahy, IFER, 245 p., 1996
- ECKSTEIN, D., KRAUSE, C., BAUCH, J.: Dendroecological investigation of spruce trees (*Picea abies* (L.) Karst.) of different damage and canopy classes. Holzforschung, 43, (6): 411-417, 1989

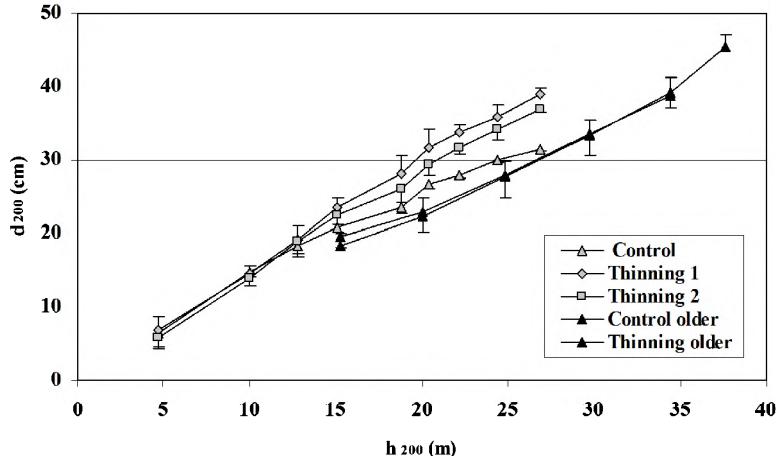


Fig. 2: Diameters of dominant trees according to height of dominant trees.
Error bars denote standard deviations.

- ERIKSSON, E.: Thinning operations and their impact on biomass production in stands of Norway spruce and Scots pine. *Biomass & Bioenergy*, 30 (10): 848-854, 2006
- KARLSSON, K.: Stem form and taper changes after thinning and nitrogen fertilization in *Picea abies* and *Pinus sylvestris* stands. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 15 (6): 621-632, 2000
- KENK, G. K.: Effects of air pollution on forest growth in Southwestern Germany. - Hunting for a phantom? - In: 19th IUFRO World Congress 1990. Proc. Division 2. Montreal (Canada), 388-396, 1990
- MACCURRENCH, R.S.: Spacing: an option for reducing storm damage. *Scottish Forestry* 45: 285-297, 1991
- MAKINEN, H., ISOMAKI, A., HONGISTO, T.: Effect of half-systematic and systematic thinning on the increment of Scots pine and Norway spruce in Finland. *Forestry*, 79 (1): 103-121, 2006
- NÄSLUND, M.: Die Durchforstungsversuche der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens in Kiefernwald. In: *Meddelanden från Statens Skogsökanstalt. Mitteilungen aus der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens*. Stockholm, Heft 29: 121-169, 1937
- NIELSEN, C.C.N.: Recommendations for stabilisation of Norway spruce stands based on ecological surveys. In: Coutts, M.P., Grace, J. (Eds.), *Wind and Trees*. Cambridge, Cambridge University Press, 424-435, 1995
- PAŘEZ, J.: Návrh postupu při zakládání, sledování a vyhodnocování trvalých pokusných ploch se zvláštním zřetelem k pokusným plochám probírkovým a výnosovým. [Project of procedures for founding, observation and evaluation of permanent experimental plots with special emphasis to experimental plots for investigation of thinning and production]. Jíloviště-Strnady, VÚLHM, 248 p., 1958
- PELLETIER, G., PITTE, D. G.: Silvicultural responses of two spruce plantations to midrotation commercial thinning in New Brunswick. *Canadian Journal of Forest Research*, 38 (4): 851-867, 2008
- POLLANSCHÜTZ, J.: Ergebnisse eines 84 jährigen Fichten-Pflanzweiteversuches im Wienerwald. *Allgemeine Forstzeitung*, 29, 816-818, 1974
- SKOVSGAARD, J.P.: Analysing effects of thinning on stand volume growth in relation to site conditions: A case study for even-aged Sitka spruce (*Picea sitchensis* (Bong.) Carr.). *Forestry*, 82 (1): 87-104 2009
- SLODIČÁK, M.: Czech Republic (CZ 13, CZ 14). In: The European stem number experiment in Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) 3. report. IUFRO working party 1.05.05 "Thinning experiments". Freiburg, März 2006. Ed. S. Herbsttritt et al. Baden – Württemberg, Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften der Universität Freiburg und Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt 2006, Freiburger forstliche Forschung. Berichte. Heft 66, 64–73, 2006
- SLODIČÁK, M., NOVÁK, J.: Thinning experiments in Norway spruce stands after 40 years of investigation – 1st series. *Journal of Forest Science*, 49 (2): 45–73, (2003)
- SLODIČÁK, M., NOVÁK, J.: Norway spruce thinning experiment Polom (Eastern Bohemia) after 22 years of observation. *Journal of Forest Science*, 50 (1): 1–10, 2004
- SLODICAK, M., NOVAK, J.: Silvicultural measures to increase the mechanical stability of pure secondary Norway spruce stands before conversion. *Forest Ecology and Management*, 224, (3): 252–257, 2006
- SLODIČÁK, M., NOVÁK, J.: Růst, struktura a statická stabilita smrkových porostů s různým režimem výchovy. [Growth, structure and static stability of Norway spruce stands with different thinning regimes]. Kostelec nad Černými lesy, Lesnická práce 2007. *Folia Forestalia Bohemica* 3, 128 p., 2007
- SLODICAK, M., NOVAK, J., SKOVSGAARD, J. P.: Wood production, litter fall and humus accumulation in a Czech thinning experiment in Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.). *Forest Ecology and Management*, 209, (1/2): 157–166, 2005
- ZAR, J. H.: *Biostatistical Analysis*. New Jersey, Prentice Hall, 2009

Summary

Norway spruce (*Picea abies* /L./ Karst.) in Czechia is cultivated under nearly all site conditions from floodplain forests to the 8th forest vegetation zone (*Piceetum*) in the mountains. Diversified natural conditions require the differentiation of silvicultural methods to meet management goals. Long-term experiments in Norway spruce are often used to analyse thinning effect on total biomass and growth response. Data from long-term observations are also a basis for predicting and modelling of Norway spruce stands development.

Presented study is based on the general evaluation of 24 experimental series established in 50s and 60s (18 "older" series) compared with the data from the other ones funded in 70s and 80s (IUFRO experiment CZ-13 Vitkov and CZ-14 Machov and experiment Polom).

Presented analyses confirmed no significant effect of thinning started at the age of 30 – 50 years on basal area and diameter of dominant trees. On the other hand, thinning started at the younger age, effected studied parameters significantly.

Wachstum und Entwicklung der Trauben-Eiche im polnischen Tiefland

Stefan Panka

Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde, 16225 Eberswalde, A.-Möller-Str.1

Summary

In the scope of his dissertation, the author tries to quantify the growth and the development of the Polish sessile oak based on particular natural site conditions using data of 19 long-term experimental plots and 257 one-time control plots. He presents the methodical approach as well as first interim results relating to primary processes as for example the development of height, number of trees per hectare, and diameters.

Zusammenfassung

Auf der Grundlage von 19 langfristigen Versuchsflächen und 257 einmalig aufgenommenen Probeflächen versucht der Autor im Rahmen einer von ihm angestrebten Dissertation das Wachstum und die Entwicklung der polnischen Trauben-Eiche auf standörtlicher Grundlage zu quantifizieren. Er stellt die methodischen Ansätze seiner Vorgehensweise vor und präsentiert die ersten Zwischenergebnisse zu Primärprozessen wie Höhen-, Stammzahl- und Durchmesserentwicklung.

1. Ziel

In Polen, ähnlich wie in Deutschland, spielt die Kiefer eine wichtige Rolle. Jedoch ist es auf den rund 9 Mio. ha Waldfläche (29%) unter den Laubhölzern die Eiche (7,2%), gefolgt von der Buche (5%), die flächenmäßig den ersten Platz in den polnischen Wäldern einnimmt (CILP 2008). In der Gesamtmasse der in den Polnischen Staatsforsten gewonnenen Holzsortimente sind 7,3% Eichenfurnier – eine Größe, die man in Polen gern steigern würde. Es ist deshalb für die polnische Forstwirtschaft wichtig, das aktuelle Wachstum, die Wechselbeziehungen zwischen Leistung und Standort in den Eichen-Beständen des Polnischen Tieflands eingehend zu untersuchen und das waldbauliche Vorgehen um die Eiche zu optimieren.

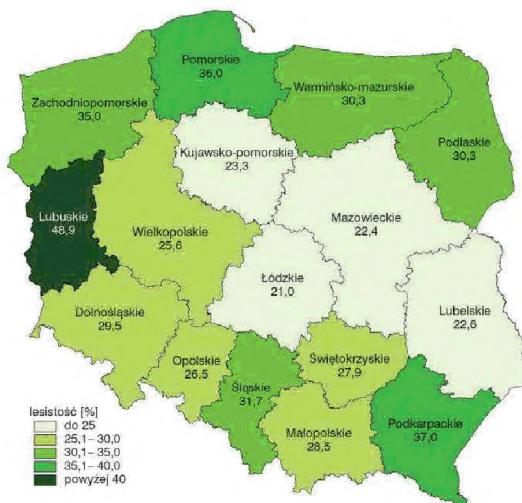


Abb.1: Polen - Potential an Wald (CILP, 2008)

2. Das Untersuchungsgebiet

2.1 Lage und Abgrenzung

Im Rahmen dieser Arbeit wurden Untersuchungen in Eichen-Beständen des gesamten Tieflands Polens durchgeführt.

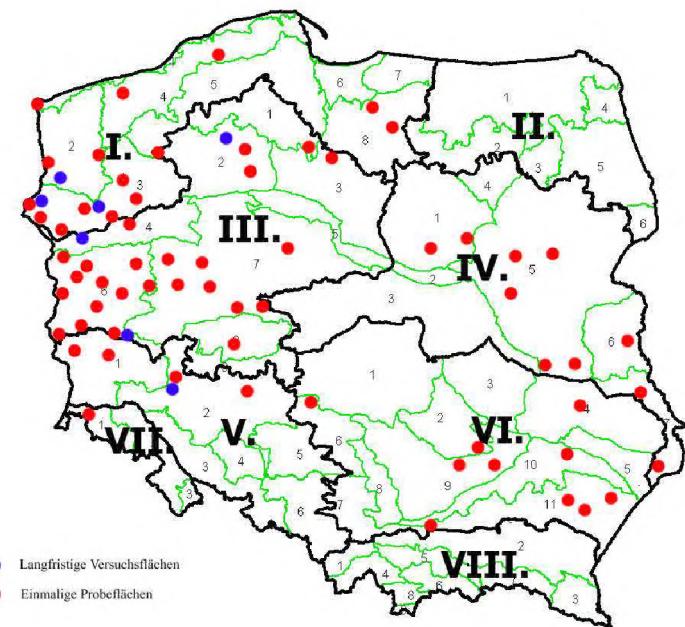


Abb.2: Forstliche Einteilung des Naturraums in Polen – Übersicht. Quelle: TRAMPLER, T et al. (1990) und die Lage der Untersuchungsschwerpunkte

Die nördlichsten der 19 langfristigen Versuche und der 257 einmaligen Probeflächen (s. Abb.2) befinden sich auf den Flächen der Obf. Leśny Dwór (FD Szczecinek) und die südlichsten in der FD Kraków (Obf. Niepołomice), die 540 km voneinander entfernt sind. Die östlichsten Flächen sind die der Obf. Strzelce (FD Lublin), die unweit der Grenze zur Ukraine liegen. Sie sind von den an der Oder angelegten westlichsten Probeflächen der Obf. Chojna (FD Szczecin) 710 km entfernt. Am weitesten voneinander lokalisiert sind die Flächen der Obf. Międzyzdroje auf Usedom (FD Szczecin) und der rund 750 km in SO-Richtung liegenden Probeflächen der Obf. Oleszyce (FD Krośno). Geographisch/politisch abgegrenzt wird dieses Areal im Norden durch die Ostsee und die Grenze mit Russland und Litauen, im Osten durch Weißrussland und die Ukraine, südlich durch die Gebirgszüge der Karpaten und Sudeten und westlich durch die Oder-Neiße-Grenze zu Deutschland.

2.2 Klima

Das polnische Tiefland liegt in der Zone des Übergangsklimas zwischen gemäßigtem ozeanischen Klima im Westen und dem gemäßigten kontinentalen Klima im Osten. Die mittlere Temperatur schwankt im Sommer zwischen 16,5°C und 20°C, im Winter zwischen -6°C und 0°C. Die mittlere Jahrestemperatur der Luft beträgt hier 7-9°C.

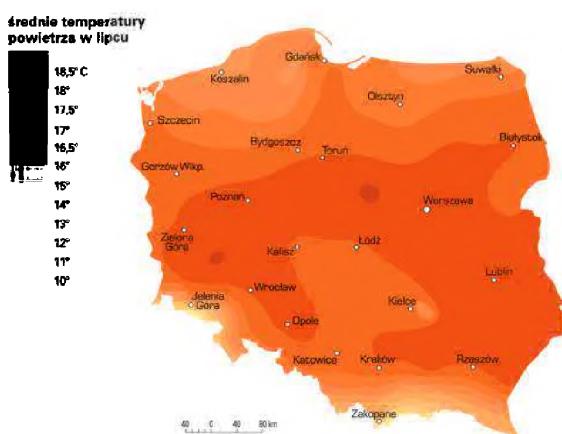


Abb. 3: Räumliche Verteilung der mittleren Temperaturen im Juli. Quelle: Wydawnictwo Edukacyjne WIKING

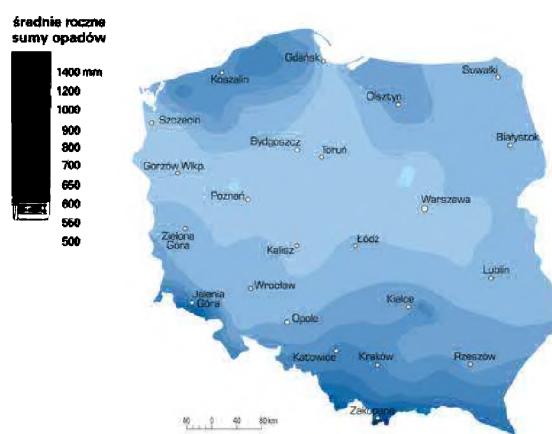


Abb. 4: Räumliche Verteilung der mittleren Jahresniederschlagssummen. Quelle: Wydawnictwo Edukacyjne WIKING

2.3 Standörtliche Wuchsbedingungen im Untersuchungsgebiet

Der standörtlichen Einteilung Polens liegt die forstliche Quantifizierung des polnischen Naturraums zugrunde, die vor allem durch (MROCKIEWICZ 1952), (MAKOSA 1994), (TRAMPLER et al. 1990) und (MATUSZKIEWICZ 2001) detailliert ausgearbeitet wurde. Eine genaue, zusammenfassende Behandlung dieser Problematik ist in dem Standardwerk von (TRAMPLER et al 1990) enthalten. Die Einteilung des Naturraums Polens ist dreistufig:

- Forstliches Wuchsgebiet [8 Einheiten] – größte ökologisch-physiografische Region (=Kraina przyrodniczo-leśna)
- Forstlicher Wuchsbezirk [59 Einheiten] (=Dzielnica przyrodniczo-leśna)
- Forstliche Mezoregion [149 Einheiten] (=Mezoregion przyrodniczo-leśny)

3. Methodische Ansätze

Ziel der Aufgabe war es, das Wachstum und die Entwicklung der aus Saaten o. Pflanzungen stammenden, gleichaltrigen Eichen-Bestände auf für die Eichenwirtschaft relevanten Standorten zu untersuchen und zu quantifizieren. Demzufolge konzentrierte sich die Auswahl der geeigneten Flächen vor allem auf M-, K- und R-Standorte (s. Abb. 5).

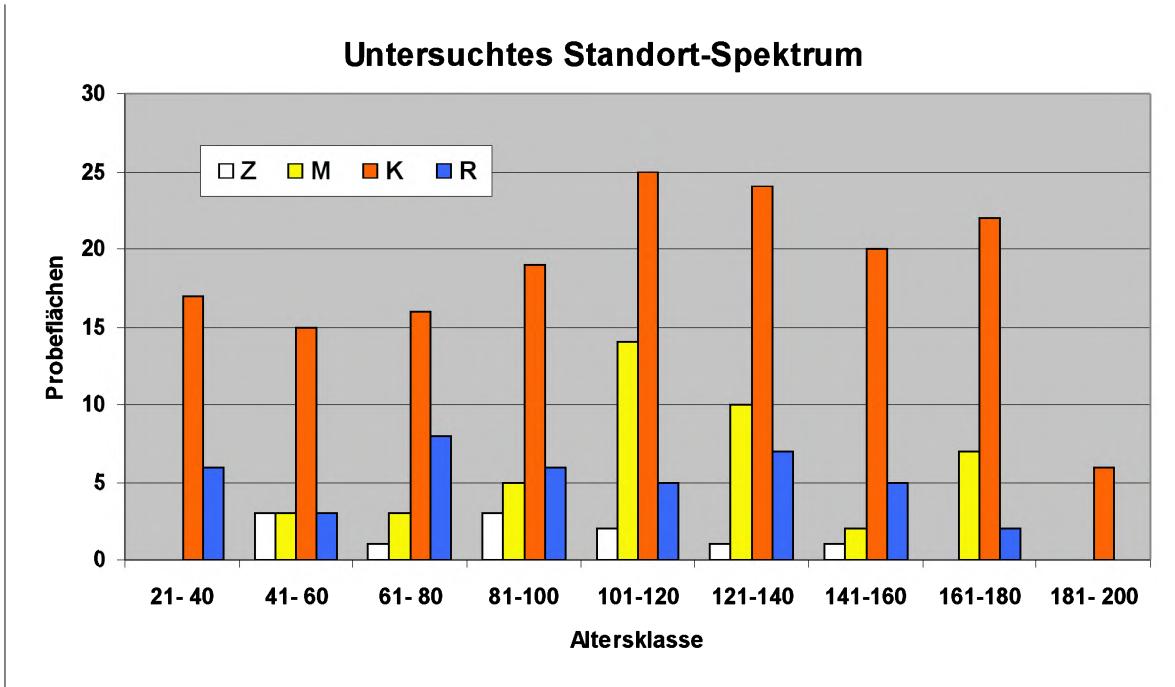


Abb. 5: Untersuchtes Standortsspektrum nach Altersklassen

Da in der einschlägigen Literatur über den Wachstumsverlauf und Zuwachs der Trauben-Eiche und Stiel-Eiche immer noch unterschiedliche Ansichten herrschen, wurde in dieser Arbeit auf besondere Auseinanderhaltung der beiden Eichen-Arten Wert gelegt. In die Auswertung bezog man deshalb nur die Bestände ein, die mindestens 85% reine Trauben-Eichen-Bestände waren.

3.1 Das Material

Ein wesentlicher Teil der gesamten Daten wurde sowohl auf **einmalig aufgenommenen Probeflächen** als auch auf den **langfristigen Versuchsflächen** des Instytut Badawczy Leśnictwa in Warschau gewonnen. Die **Flächengröße einer Probefläche**, abhängig vom Alter und der Homogenität eines Bestandes, wechselte zwischen 0,1 und 1,0 ha, im Schnitt betrug sie jedoch 0,25 ha. Neben den durch den Autor angelegten Probeflächen wurden in die Auswertung auch 99 weitere Probeflächen aufgenommen, die in den Jahren 1993/1994 durch Herrn Mgr. Ing. M. WIROWSKI, einen Mitarbeiter des Forstlichen Forschungsinstituts in Warschau, angelegt und mir freundlicherweise zur Verfügung gestellt wurden. Auf diese Weise konnten in die Auswertung insgesamt **19** langfristige Versuchsflächen und **257** Probeflächen einbezogen werden.

3.2 Wachstumskundliche Untersuchungen

Um das Wachstum in den untersuchten Beständen wuchsraumbezogen zu beschreiben und zu quantifizieren, wurden bei den Arbeiten neben dem **Brusthöhendurchmesser**, der **Baumhöhe** und der **Stammzahl** auch die

Standorteigenschaften und die ökologischen Koordinaten (Adresse lt. forstliche Aufteilung des Naturraums Polens) ermittelt.

3.2.1 Das Alter

Die Überprüfung der Altersangaben erfolgte jeweils im Rahmen einer Stammanalyse an einem Probebaum, der im **DG-Bereich des verbleibenden Bestandes** auf fast allen Probeflächen ausgesucht und gefällt wurde. In wenigen Fällen wurden zur Altersbestimmung frische Stubben hingezogen.

3.2.2 Brusthöhendurchmesser

Der Durchmesser aller Bäume wurde mit einer elektronischen Kluppe Mantax DigiTech der Firma Haglöf millimetergenau überkreuz gemessen. Für jeden aufgenommenen Bestand wurde eine **Durchmesserverteilung** (1 cm-Klassen) angefertigt, aus der kann man nicht nur die Art der Häufigkeitsverteilung der Durchmesser der am Bestand beteiligten Baumarten selbst entnehmen, sondern auch den verbleibenden und ausscheidenden (Trocknis, Durchforstung) Bestand ablesen kann.

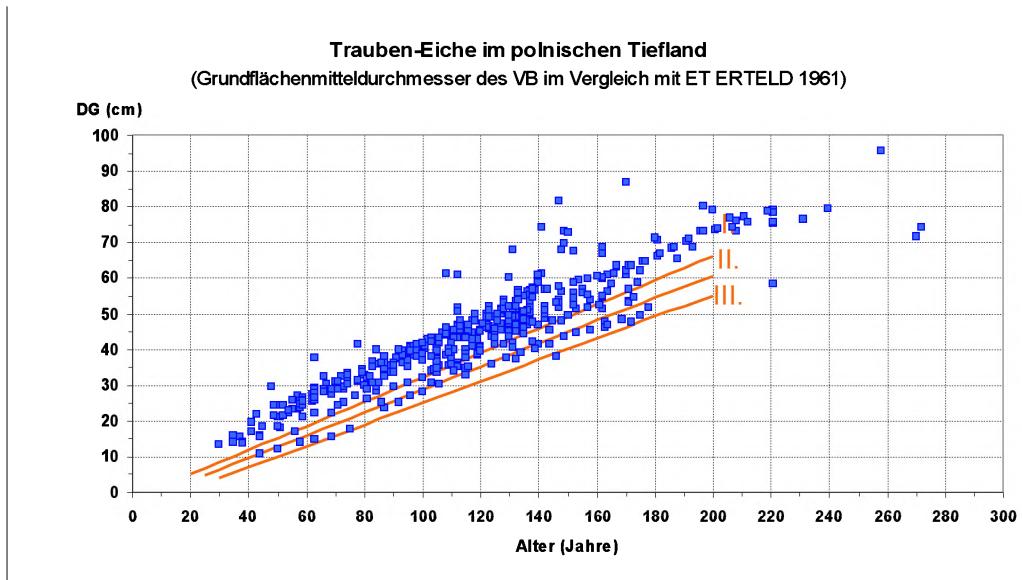


Abb.6: Bestandesmitteldurchmesser des verbleibenden Bestandes im Vergleich mit ET Eiche (ERTELD 1961)

3.2.3 Baumhöhe

Zur Baumhöhenmessung diente das Lasermessgerät LEM300 bzw. LEDHA Geo der Firma Jenoptik, das in Verbindung mit einem Stativ zum Einsatz gebracht wurde. Bei der Auswahl der Bäume für die Höhenmessungen gingen die Bemühungen dahin, diese so über das Durchmesserspektrum zu verteilen, dass jeweils ein Drittel der Höhenwerte über dem vorderen, dem mittleren und dem letzten Bereich der Durchmesserverteilung lag und in der Regel mindestens 30 bis 40 Höhenwerte für die Konstruktion der Bestandeshöhenkurve zur Verfügung standen. In den Beständen, in denen auch andere Baumarten an der Bestandesstruktur beteiligt waren, wurden auch diese berücksichtigt, um so bei Bedarf eine separate Bestandeshöhenkurve erstellen zu können.

3.2.4 Stammzahl

Auf dem Areal der gegebenen Fläche wurden in erster Linie alle Eichen, deren Brusthöhendurchmesser mindestens 1 cm betrug, aufgenommen. Zur Beurteilung der Leistung des Standortes, der waldbaulichen Bewertung des untersuchten Bestandes sowie zur Verdeutlichung seiner vertikalen und horizontalen Struktur, wurden nach gleichem Prinzip auch alle anderen begleitenden Baumarten aufgenommen, wobei das soziologische Einteilungsschema nach (KRAFT 1884) zum Einsatz kam.

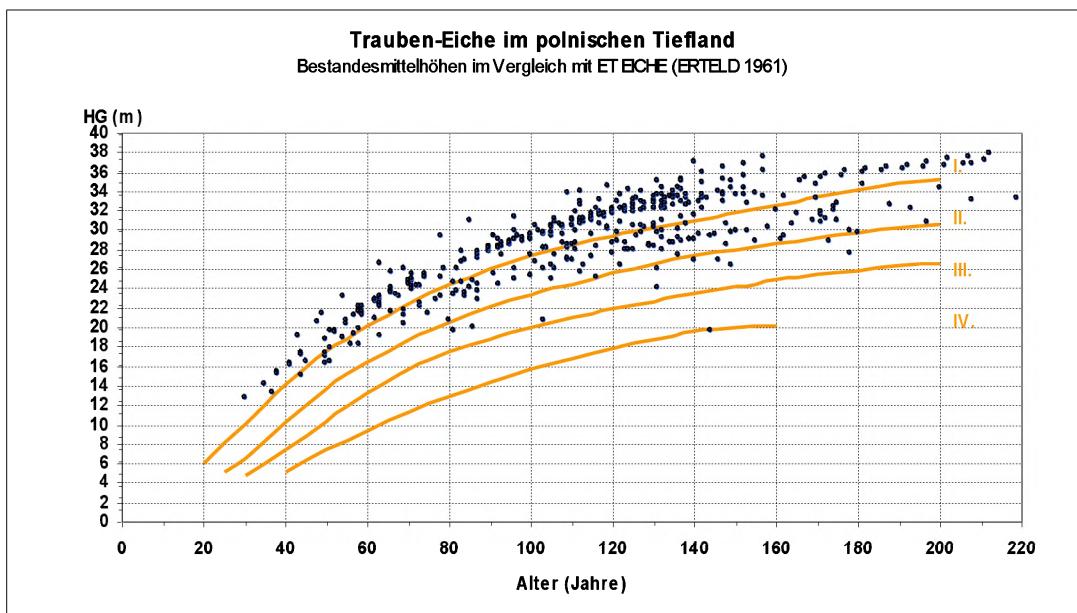


Abb.7: Bestandesmittelhöhen des verbleibenden Bestandes im Vergleich mit ET Eiche (ERTED 1961)

3.2.5 Durchmesserzuwachs

Um den Verlauf des Durchmesserzuwachses zu quantifizieren, wurden auf jeder Fläche im Brusthöhenbereich mit einem Zuwachsbohrer Bohrkerne entnommen. Um den Vergleich zwischen den einzelnen Probeflächen zu ermöglichen, führte man die Bohrkernentnahme an den HOHENADL'schen Mittelstämmen (d-, dg, d+) desverbleibenden Bestandes durch.

3.2.6 Stammanalysen

Um die Dynamik des Wachstums eines einmalig aufgenommenen Bestandes zu ermitteln, wurden in den Kollektiven der verbleibenden Bestände Probestämme (DG-Bereich) ausgesucht, gefällt und einer Stammanalyse unterzogen. So konnten die Durchmesser- und Höhenentwicklung der untersuchten Bestände relativ gut rekonstruiert werden. In Rahmen dieser Arbeit wurden insgesamt 252 Stammanalysen (Abb. 8) durchgeführt.

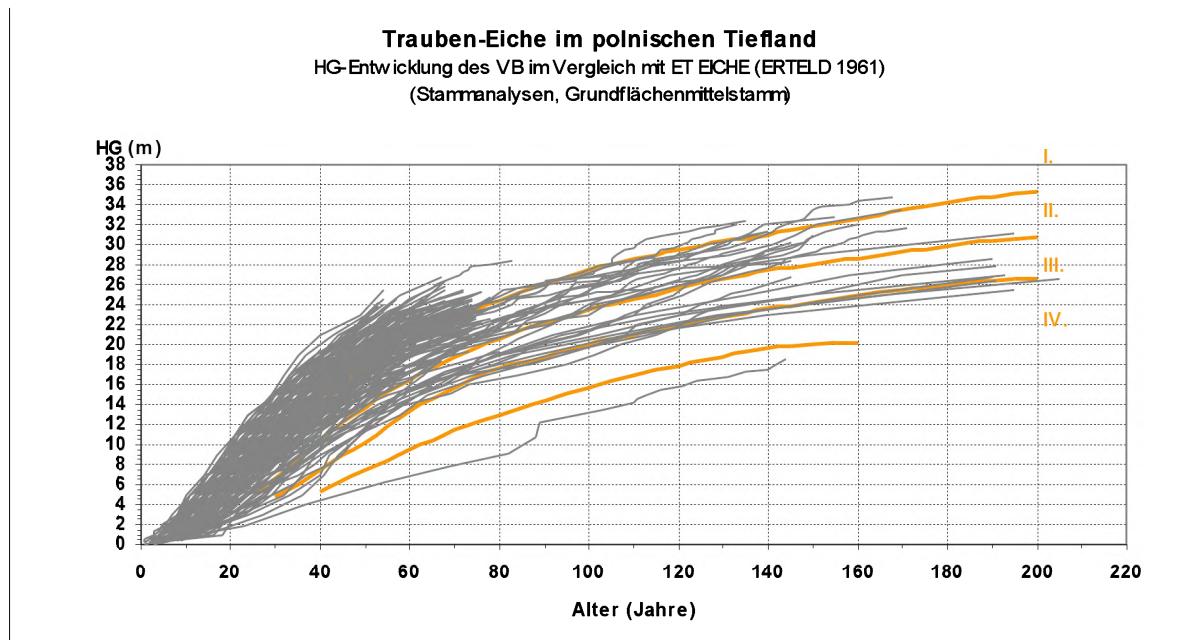


Abb. 8: Kurvenverlauf der auf den für die Eichen-Wirtschaft relevanten Standorten durchgeführten Stammanalysen.

3.3 Durchforstung

In jedem untersuchten Bestand führte man eine theoretische Auszeichnung der Durchforstungsstämmme im Sinne einer **mäßigen Hochdurchforstung** durch. Auf diese Weise konnte der Ertragstafelvergleich (ERTELD 1961) mit den ermittelten Ertragskennwerten für die Baumkollektive des ausscheidenden und des verbleibenden Bestandes durchgeführt werden.

3.4 Qualitätsuntersuchungen

Eichenwirtschaft ist stets mit langen Umtriebszeiten verbunden, und die in dieser verhältnismäßig langen Zeit erzielten Erlöse, bedingt durch geringere Qualität und Dimension, decken kaum die Erntekosten (SPECKER 1996). Ein gewisser Anteil an Wertholzsortimenten kann den Gewinn wesentlich steigern. Im Verlaufe der Aufnahmearbeiten wurden deshalb die durch Rohholzsortierung vorgegeben und am stehenden Baum leicht zu ermittelnden Qualitätsmerkmale, wie Astigkeit (Wasserreiser, Rosen, Beulen), Abholzigkeit und Drehwuchs, berücksichtigt. Im Verlaufe der Untersuchungen wird auch der Zusammenhang zwischen der Bildung der Sekundärtriebe und dem Vorhandensein des Unterstandes näher untersucht.

3.5 Statistische Tests und Auswertungsverfahren

3.5.1 Ermittlung der Ertragskennwerte

Bei der Primärdatenauswertung kam das Ertragskennwerteprogramm (DEGENHARDT 2001) EKW.EXE zum Einsatz. Dank der Verwendung moderner Technik (elektronische Kluppe) konnte nach der Datenübermittlung an einem mobilen Computer gleich vor Ort die Berechnung der Ertragskennwerte realisiert werden.

3.5.2 Höhenkurvenmodelle

Zur Konstruktion einer Bestandeshöhenkurve wählte man 10 nichtlineare Höhenkurvenmodelle (EKW.EXE), deren Parameter durch eine nichtlineare Regression geschätzt wurden. Die Genauigkeit der Anpassung der jeweiligen Funktion an die Messwerte prüfte man anhand der geringsten Summe der Abweichungsquadrate. Die grafische Darstellung der Höhen über den Durchmesserwerten dient der Plausibilitätsprüfung der Höhenwerte selbst sowie der Prüfung des Kurvenverlaufs der einzelnen Funktionen über den gesamten Durchmesserbereich und kann somit als Eignungskriterium für die einzelnen Höhenkurven dienen.

3.5.3 Statistische Verfahren

Alle statischen Tests zur Überprüfung der Verteilung, wie lineare und nichtlineare Regressionsanalysen zur Untersuchung der stochastischen Zusammenhänge, zur Prüfung von Hypothesen benutzte Korrelationsanalysen bzw. die bei der Überprüfung der Auswirkung einer unabhängigen Variablen auf die abhängigen verwendeten Varianzanalysen, wurden mit dem Statistikprogramm SPSS realisiert.

4. Ergebnisse

Im Ergebnis der durchgeführten Untersuchungen soll eine eingehende Analyse der aktuellen Wachstumsbedingungen der Trauben-Eichenbestände im polnischen Tiefland erfolgen. Die erzielten waldwachstumskundlichen Größen und die erreichte Qualität der untersuchten Eichen-Bestände werden standorts- und klimabbezogen dem waldbaulichen Vorgehen und Aufwand gegenübergestellt, und für die Praxis werden Verbesserungs- und Optimierungshinweise formuliert.

5. Literatur

- ABETZ, P.: Zum Konzept einer Z-Baum-orientierten Kontrollmethode. AFJZ 151, 65-68, 1980
- ASSMANN, E.: Waldertragskunde. BVL, München, Bonn, Wien, 490 S., 1961
- BRUCHWALD, A.; DUDZINSKA, M.; WIROWSKI, M.: Model wzrostu dla drzewostanów debu szypulkowego, Sylwan 10, 35-44, 1996
- CILP: The Polish State Forests National Forest Holding – Annual report 2008, Verlag Centrum Informacyjne Lasów Państwowych, Warszawa, 2008
- DEGENHARDT, A.: Algorithmen und Programme zur waldwachstumskundlichen Auswertung von Versuchs- und Probeflächen., LFE - Jahresbericht 5/2001, 2001
- DUDZINSKA, M.; BRUCHWALD, A.: The importance and practical possibilities of use of findings of the research carried out in oak stands on permanent sample plots established by Schwappach and Wiedemann. Prace IBL, Rozprawy i monografie Nr. 11, Sekocin Stary, 99 S., 2008
- ERTELD, W.: Ertragstafelauszüge für den Gebrauch in der Praxis, Neumann Verlag, 170 S. , 1961
- ERTELD, W.: Wachstumsgang und Vorratsbehandlung der Eiche im Nordostdeutschen Diluvium. Archiv für Forstwesen, Bd. 11, 1155-1176, 1962
- KENK, G.: Pflegeprogramm "Werteiche". Überlegungen zu einem Betriebszieltyp. MELUF Stuttgart Nr. EM-8-80, 89-116, 1979

- LEIBUNDGUT, H.: Grundlagen zur Jungwaldpflege - Ergebnisse zwanzigjähriger Untersuchungen über die Vorgänge der Ausscheidung, Umsetzung und Qualitätsentwicklung in jungen Eichenbeständen. Mitt. d. Eidg. Anst. f. d. forstl. Vers.w. 52, H. 4, 311-371, 1976
- LOCKOW, K.-W.: Das quantitative und qualitative Leistungsvermögen der Stiel- und Trauben-Eiche. In Aktuelle Ergebnisse und Fragen zur Situation der Eiche und ihrer Bewirtschaftung in Brandenburg, Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, Bd. XXV, 35 – 48, 2006
- LOCKOW, K.-W.: Erziehung und Pflege der Eichenbestände unter Berücksichtigung der baumartenspezifischen Besonderheiten. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, Bd. XXV, 159-161, 2006
- LOCKOW, K.-W.; MUCHIN, A.: Ökologische Wuchsmodelle für Eiche und waldbauliche Schlussfolgerungen für die Praxis. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe Bd. XXIII, 102–110, 2005
- MATUSZKIEWICZ, J., M.: Zespoly lesny Polski. PWN Warszawa, 358 S., 2001
- MAŁKOSA, K.: Zasady Kartowania siedlisk leśnych. IBL Warszawa, 121 S., 1994
- MROCKIEWICZ, L.: Division of Poland into natural forest regions and provinces. Prace IBL Bd.40, Warszawa, , 1952
- NUTTO, L.: "Neue Perspektiven für die Begründung und Pflege von jungen Eichenbeständen: Ergebnisse einer Untersuchung zur Kronenentwicklung, Astreinigung und Dickenwachstum junger Stiel- und Traubeneichen in Europa (*Quercus robur L.* und *Quercus petraea (Matt.) Liebl.*)". Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, Bd. 5. Freiburg i. Brsg., 190 S., 1999
- ROLOFF, A.; GRUNDMANN, B.: Stiel- und Traubeneiche – Arten oder Unterarten. AFZ der Wald, Jhg. 59, 953-961, 2004
- SCHÜTZ, J. P.: Leistung und Behandlung von Eichenversuchsflächen in der Schweiz. MELUF Stuttgart Nr. EM-8-80, 79-88, 1979
- SCHWAPPACH, A.: Untersuchungen über die Zuwachsleistungen von Eichen- Hochwaldbeständen in Preußen unter besonderer Berücksichtigung des Einflusses verschiedener wirtschaftlicher Behandlungsweise. Neumann, Neudamm, 131 S., 1905
- SPELLMANN, H.; v. DIEST, W.: Entwicklung von Z-Baum-Kollektiven in langfristig beobachteten Eichen-Versuchsflächen. Forst und Holz 45, 573-580, 1990
- SPIECKER, H.: Zur Steuerung des Dickenwachstums und der Astreinigung von Trauben- und Stieleichen (*Quercus petraea (Matt.) Liebl.* und *Quercus robur L.*). Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg, Bd. 72, 150 S., 1991
- SZYMKIEWICZ, B.: Tablice zasobnosci i przyrostu drzewostanow wzajemnych gatunkow drzew leśnych zestawione na podstawie tablic niemieckich, radzieckich i polskich. 4. Auflage, PWRiL, Warszawa, , 157 S., 1971
- TRAMPLER, T.; KLICZKOWSKA, A.; DMYTERKO, E.; SIERPINSKA, A.: Regionalizacja przyrodniczo-lesna na podstawach ekologiczno-fizjograficznych. PWRiL, Warszawa, 157 S., 1990
- UTSCHIG, H.: Analyse der Standraumökonomie von Einzelbäumen auf langfristig beobachteten Versuchsflächen – Methoden, Programmentwicklung und erste Ergebnisse –, Forstwiss. Centralblatt, V. 121, Nr. 6, 335 – 348, 2002
- WILHELM, G. J.; LETTER, H.-A.; EDER, W.: Erzeugung von starkem Wertholz. AFZ – Der Wald 54 (5), 232-242, 1999
- ZIMMERLE, H.: Hilfszahlen zur Bonitierung, Vorrats- und Zuwachsschätzung in reinen Eichenbeständen. Mitt. d. Wü. Forstl. Versuchsanstalt, 1-14, 1930

Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland – waldwachstumskundliche Ergebnisse der Studie im Auftrag des BMELV

Dr. Wolfgang Beck

Johann Heinrich von Thünen-Institut

Institut für Waldökologie und Waldinventuren, 16225 Eberswalde, Alfred-Möller-Straße 1

Hergang und Veranlassung der Studie

Die extreme Hitze und Trockenheit des Sommers 2003, besonders in Süddeutschland und Frankreich, führten zu öffentlicher Aufmerksamkeit und Besorgnis. In allen Landnutzungszweigen erhob sich die ernste Frage nach der Zukunft der Naturalproduktion und ihrer klimatischen Grundlagen. Im April 2004 erteilte das BMELV den Auftrag zur Erarbeitung einer Studie zu „Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland“ an das Institut für Waldökologie und Waldinventuren in Eberswalde. Ein erster konzeptioneller Bericht erschien im Oktober 2004. Er enthielt unter anderem die Planung von Untersuchungen auf den Gebieten der Hydroökologie zur Untersuchung der Ursachen der Trockenheitswirkung sowie der Waldwachstumskunde und der Dendroökologie zur Aufdeckung der Wirkungen von Trockenheit und Hitze auf die Baum- und Bestandesvitalität. Hierzu werden Zeitreihen von jährlichen Wachstumsraten als adäquate Proxy-Daten der jeweils aktuellen Baumvitalität angesehen. Gegenstand dieses Beitrages sind die wachstumskundlichen und dendroökologischen Methoden und Ergebnisse. Bereits bei der Beauftragung der Studie durch das BMELV wurden die direkte Zusammenarbeit mit den forstlichen Versuchsanstalten der Länder und die Nutzung vorhandener Datenbestände aus dem deutschen Level II-Programm gefordert.

Datenlage im Level II-Programm

Das Level II-Programm stellt kein flächenrepräsentatives Untersuchungsnetz wie im Falle von Level I dar, sondern ist ein Fallstudien-Programm, das typische Waldökosysteme in Deutschland umfasst. In diesem Untersuchungsprogramm werden Daten von Wasser- und Elementflüssen, Deposition und Meteorologie als kontinuierliche Zeitreihen erfasst. Kronenzustand, Phänologie und Laub/Nadelfall werden als Reihen mit jährlicher Auflösung geführt. Daten des Baumbestandes (BHD, Baumhöhen) werden in Fünfjahresintervallen erfasst. Einzelheiten des Untersuchungsprogramms sind unter <http://www.icp-forests.org/MonLvlII.htm> zugänglich. Aus den in Fünfjahresintervallen erfassten Bestandesdaten ist eine jahrgenaue Darstellung von Zuwachswerten nicht möglich. Obwohl von einer Reihe von Forschungsanstalten wachstumskundliche Untersuchungen unter Einschluss von Zuwachsfeinmessungen auf eben diesen Flächen durchgeführt werden, sind die Untersuchungsergebnisse kein verpflichtender Bestandteil des Level II-Programms und somit nicht ohne Weiteres zugänglich. Auf anderen Level II-Plots wird wiederum nur das Minimum der verpflichtenden Parameter erfasst. Somit bestand das Problem, dass jährliche Wachstumsraten als zugängliche Datenreihen für alle Level II-Plots nicht verfügbar waren. Der Ausweg aus dieser Situation bestand in der Ausführung eigener Untersuchungen.

Dendroökologische Untersuchungen

Auf allen Level II-Plots wurden an mindestens 20 herrschenden und vorherrschenden Bäumen je zwei Bohrkerne entnommen. Die Bohrtiefe wurde so gewählt, dass das gesamte Bestandesleben vom Brusthöhenalter an erfasst werden konnte. Die Bohrkernproben wurden getrocknet, in hölzerne Bohrkerenträger eingeleimt und in mehreren Stufen mit jeweils feinerer Körnung (100 – 220 – 320) geschliffen. Die Jahrringzeitreihen wurden an einem LINTAB-Messstisch mit der Messsoftware TSAP (Time Series Analysis Program) erfasst. Die gemessenen Zeitreihen wurden untereinander auf Synchronlage geprüft und nötigenfalls korrigiert. Im Ergebnis stehen insgesamt 88 Jahrringchronologien zur weiteren Auswertung bereit:

Fichte:	33 Flächen
Kiefer:	19 Flächen
Buche:	25 Flächen
Stiel- u. Traubeneiche:	11 Flächen

Die Erarbeitung von Jahrring-Chronologien (Sammlung von datierten Jahrring-Zeitreihen eines Versuchsstandortes) wurde unter zwei Hauptuntersuchungszielen geplant. Diese sind die Darstellung des mittleren, systemtypischen Wachstumsverhaltens sowie die Analyse der Zusammenhänge zwischen Witterungs-Input und Zuwachtreaktionen des Baumbestandes. Um beide Untersuchungsziele miteinander zu verbinden, wurde ein gegenüber der klassischen Dendrochronologie modifiziertes Verfahren angewendet.

Herleitung des mittleren, systemtypischen Wachstumsverlaufs

Aus den an den Probebäumen erfassten BHD mit Rinde wurde mit Hilfe einer geeigneten Rindenfunktion (ALTHERR et al., 1978) der Durchmesser ohne Rinde berechnet. Dieses Maß stellt den idealisierten kreisrunden Querschnitt des Baumes dar, welcher durch die doppelte Summe aller gemessenen Jahrringbreiten erreicht werden sollte, wenn alle Jahrringe bis hin zur Markröhre mit der Bohrung erfasst wurden. Da dies selten der Fall ist, besteht

die Aufgabe, den Durchmesser des im Stammquerschnitt innen liegenden, nicht erfassten Anteils zu bestimmen. Da in den meisten Fällen die Rundung dieses innen liegenden Teils durch die ersten erbohrten Jahrringe abgebildet ist, kann durch Anwendung bildverarbeitender Algorithmen der Durchmesser des innen liegenden Anteils *DIT* bestimmt werden (Abb. 1).

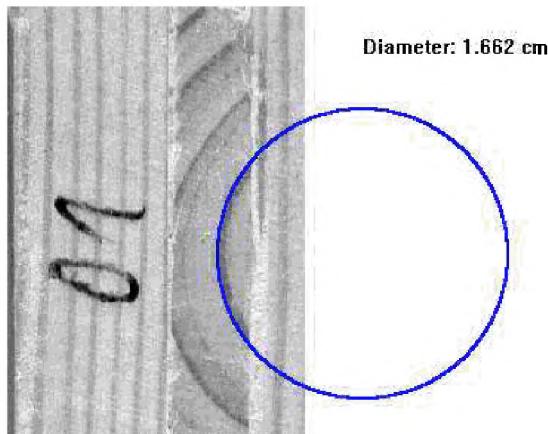


Abb. 1: Bestimmung des Durchmessers des durch Bohrung nicht erfassten innen liegenden Anteils des im Stammquerschnitts *DIT*

Auf diese Weise sind alle Durchmesseranteile summarisch darstellbar und sollten schließlich den BHD ohne Rinde ergeben. Dass ist praktisch jedoch nie der Fall. Hierfür gibt es zwei Hauptursachen. Zum einen stellt die Bohrung eine Zufallsstichprobe dar. Die gewählte Bohrstelle am Stammmantel wie auch die genaue Bohrrichtung stellen nur eine Realisierung von theoretisch unendlich vielen Möglichkeiten dar. Das tatsächliche Maß der Exzentrizität des Stammquerschnitts und die Lage der Markröhre sind zum Zeitpunkt der Bohrung nicht bekannt und können nur gutachterlich festgelegt werden. Auf diese Weise entstehen zufällige Abweichungen von der optimalen, querschnittsrepräsentativen Bohrstelle und -richtung. Zum anderen entsteht ein Abweichen der summarischen Beträge der Jahrringbreiten vom BHD ohne Rinde in der Trocknung der Bohrkerne und in der damit verbundenen Schwindung. Beide Ursachen sind miteinander kombiniert. Die Lösung besteht in der Berechnung eines Korrekturfaktors *f*.

$$f = \frac{BHD_o \cdot R}{2 \cdot \sum JRB + DIT}$$

Die Durchmesser-Zeitreihe eines Probebaumes errechnet sich aus

$$BHD_{t-1} = BHD_t - 2 \cdot f \cdot JRB_t$$

Die so auf der Basis von korrigierten Jahrringbreiten erzeugten Durchmesserzeitreihen werden anschließend in Reihen relativer Durchmesser transformiert, indem die Durchmesser zu jedem Zeitpunkt *t* durch den BHD ohne Rinde zum Zeitpunkt der Probenahme dividiert wird. Die so generierten Werte bewegen sich zwischen Null und 1,0 (Abb. 2).

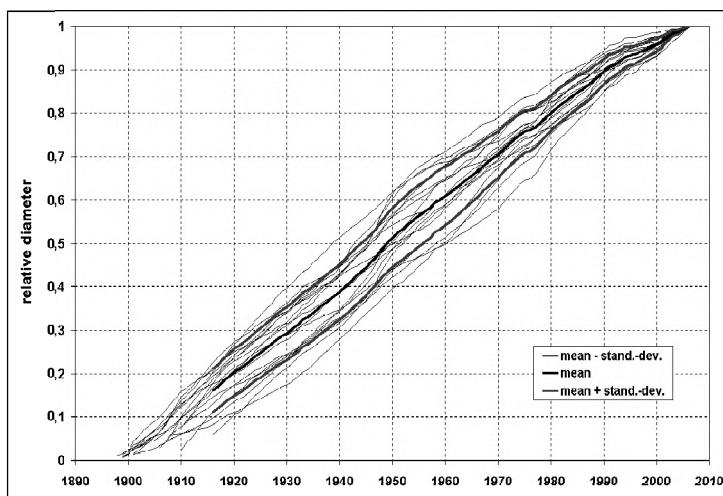


Abb. 2: Relative Durchmesser-Verlaufskurven eines Bestandes

Dieses Vorgehen hat folgende Vorteile:

Trotz des gewählten Dimensionsbereiches bei der Probenahme (herrschende und vorherrschende Bäume) besteht eine gewisse Variabilität in den Durchmessern. Die Transformation in relative Reihen führt dazu, dass unterschiedliche Durchmesser nicht mehr wirksam werden und dass die unmittelbare Vergleichbarkeit zwischen den

einzelnen Probebäumen gewährleistet ist. So können Unterschiede in der Wachstumsdynamik besser erkannt und bewertet werden. Verhaltensausreißer können identifiziert und von der weiteren Auswertung nötigenfalls ausgeschlossen werden. Des Weiteren können Nachteile der Anwendung von Tukey's biweight robust mean – einer gewichteten Mittelwertberechnung (WEISSTEIN, 1999-2007), die in dendrochronologischen Prozeduren bei der Berechnung der mittleren Jahrring-Index-Chronologie verwendet wird – vermieden werden (BECK, 2006).

Die Berechnung der Zeitreihe des mittleren absoluten Durchmessers erfolgt durch Multiplikation der Zeitreihe des mittleren relativen BHD mit dem Kreisflächenmitteldurchmesser aller einbezogenen Probebäume. Die mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe wird anschließend aus den Jahr-zu-Jahr-Differenzen der mittleren absoluten Durchmesser-Zeitreihe berechnet. Aus der mittleren Durchmesser-Zeitreihe kann die Zeitreihe der Kreisflächen und wiederum über Differenzen von Jahr zu Jahr die Zeitreihe des mittleren Kreisflächenzuwachses berechnet werden. Die dendrochronologischen Prozeduren des „detrending“ und „prewhitening“ werden wie üblich, jedoch nur einmal, auf die Zeitreihe der mittleren Jahrringbreiten, angewendet. Die entsprechenden Parameter der Trendfunktion und die der autoregressiven Modellierung können für spätere Berechnung mit geringem Aufwand gespeichert werden. Die Berechnungsschritte vorwärts vom mittleren BHD über die mittleren Jahrringbreiten zum mittleren Jahrring-Index können ebenso rückwärts gegangen werden: vom Jahrring-Index über die Jahrringbreiten zum BHD. Ergebnisse von Witterungs-Wirkungs-Analysen, die die Jahrring-Index-Zeitreihe zum Gegenstand haben, können so auf Wachstumsgrößen rückprojiziert werden.

Die vorliegenden Jahrring-, Kreisflächenzuwachs- und Durchmesser-Zeitreihen, die im Allgemeinen das gesamte Bestandesleben umfassen, werden zunächst darauf geprüft, in welchem Maße Störungen des Wachstumsablaufs vorliegen oder ob es sich um normale, ungestörte Wachstumsverläufe handelt. Zu solchen Störungsmerkmalen zählen Trendbrüche, zeitweilige Trendabweichungen und gestörte Relationen zwischen der Autokorrelation erster Ordnung AR(1) und der Sensitivität in den Jahrring-Zeitreihen.

Störungsmerkmale in Wachstumsabläufen: Trendbrüche und zeitweilige Trendabweichungen

Zur Veranschaulichung der Unterschiede zwischen Trendbrüchen und zeitweiligen Trendabweichungen Wachstums- oder Zuwachs-Zeitreihen wird auf die Abbildungen 3 und 4 verwiesen. Ein Trendbruch in einer Zeitreihe liegt dann vor, wenn eine seit Jahrzehnten in sich einheitliche Trendentwicklung verlassen wird, das Wachstumsniveau deutlich verändert ist und wenn der untersuchte Baum oder der betreffende Bestand dauerhaft auf diesem veränderten Wachstums- bzw. Zuwachsniveau bleibt. Für zeitweilige Trendabweichungen trifft letzteres Kriterium nicht zu. Nach einer Störung, die auch einige Jahrzehnte andauern kann, wird das ursprüngliche Wachstumsniveau wiedererlangt.

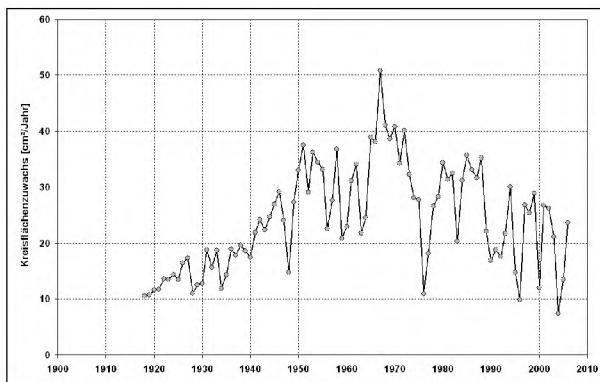


Abb. 3: Trendbruch im Verlauf des Kreisflächenzuwachses eines Buchenbestandes

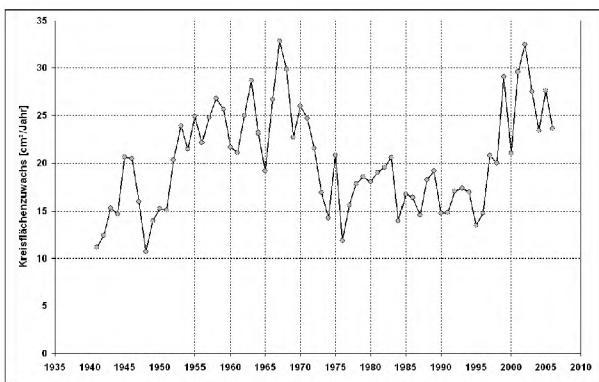


Abb. 4: Zeitweilige Trendabweichung des Kreisflächenzuwachses in einem Fichtenbestand

Störungsmerkmale in Wachstumsabläufen: gestörte AR(1)-Sensitivitäts-Relationen

Die Beziehung zwischen den Jahrringbreiten einer Zeitreihe zum Zeitpunkt t zu ihren unmittelbaren Vorgängern zum Zeitpunkt $t-1$ werden Autokorrelation erster Ordnung oder AR(1) genannt. Neben der AR(1)-Relation können noch weitere Autokorrelationen höherer Ordnung vorkommen:

$$JRB_t \sim JRB_{t-1}; JRB_{t-2}; \dots; JRB_{t-n}.$$

Die Entstehung einer bestimmten Jahrringbreite in einem Jahr t ist also immer mehr oder weniger stark abhängig vom Zuwachs vergangener Jahre. Im biologischen Sinne spricht man von einer Trägheit des Wachstums. Vorausgegangene Einflüsse wirken nach, aktuelle Einwirkungen werden gedämpft. In diesem Sinne kann der statistische Parameter der Autokorrelation auch als Puffervermögen gegenüber schädlichen Störeinwirkungen betrachtet werden.

Die mittlere Sensitivität in Jahrringzeitreihen quantifiziert die Stärke der Jahr-zu-Jahr-Wechsel der Jahrringbreiten und wurde von DOUGLASS (1920) definiert:

$$MS = \frac{2}{n-1} \cdot \sum_{t=2}^n \frac{|JRB_t - JRB_{t-1}|}{JRB_t + JRB_{t-1}}$$

Der Parameter gibt an in welchem Maße das Wachstum an bestimmten Standorten von Umweltfaktoren beeinflusst wurde und in welchen Perioden ausgeglichene oder stark schwankende Wachstumsverhältnisse herrschten (SCHWEINGRUBER, 1983).

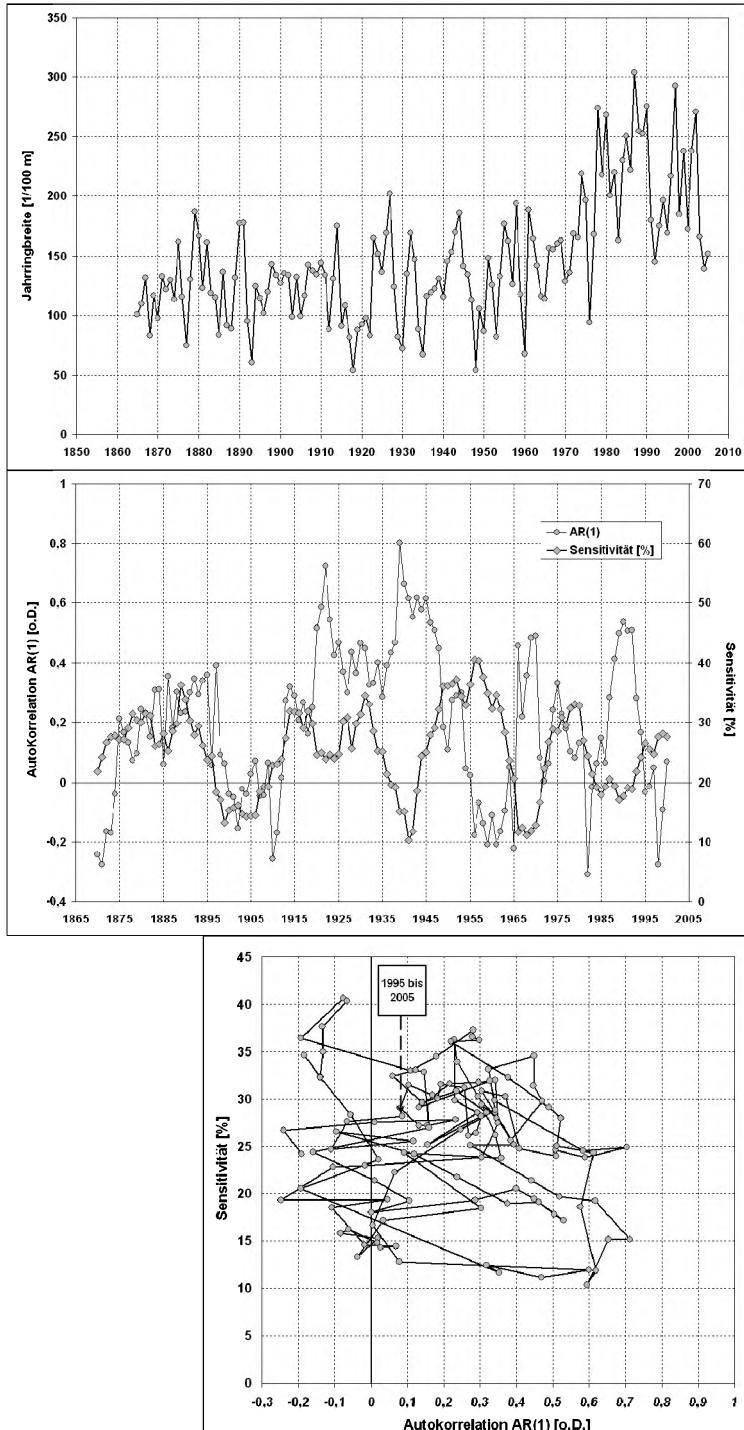


Abb. 5a: Mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe Buchenbestandes Ebrach

Abb. 5b: Autokorrelation AR(1) und Sensitivität der Jahrring-Zeitreihe Ebrach im zeitlichen Verlauf. Die Werte wurden in 11-jährigen gleitenden Zeitintervallen berechnet, um temporale Veränderungen der Parameter zueinander zu untersuchen.

Abb. 5c: Relation von Autokorrelation AR(1) und Sensitivität zueinander; Buchenbestand Ebrach

Die Parameter Autokorrelation AR(1) und Sensitivität werden in zahlreichen Publikationen angegeben, um Eigenschaften von Jahrring-Chronologien zu charakterisieren (BIONDI, 1992, 2000; Di FIILIPPO et al. 2007; DITTMAR et al. 2003; FRITTS, 1976; PIOVESAN et al. 2008; WAZNY & ECKSTEIN, 1991). Hier soll der Frage nach gegangen werden, welchen Aussagewerte beide Parameter im Zusammenhang miteinander auf das Baumwachstum haben und ob zwischen beiden Parametern einer Chronologie bestimmte Relationen zueinander bestehen. Hierzu werden zwei gegensätzliche Beispiele diskutiert (Abb. 5a-c und 6a-c)

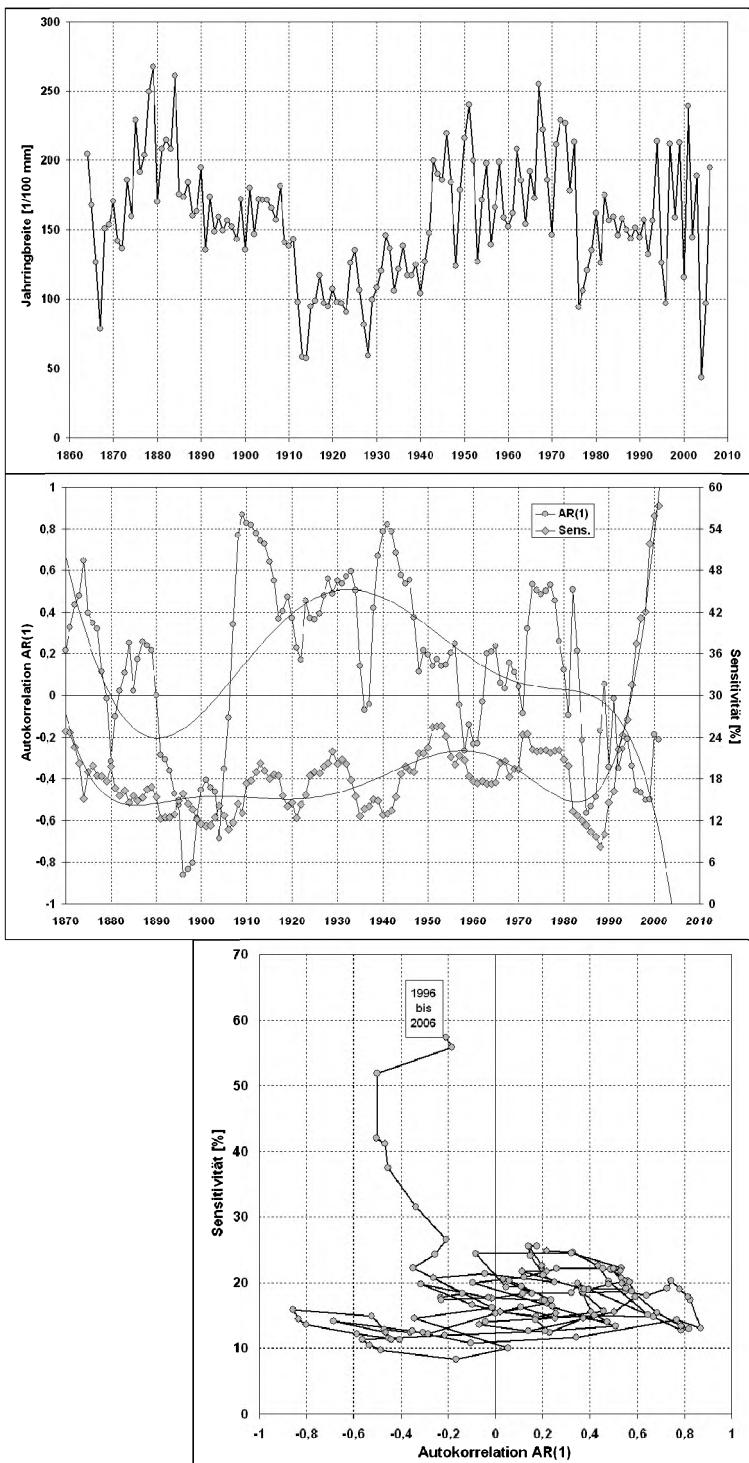


Abb. 6a: Mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe Buchenbestandes Solling

Abb. 6b: Autokorrelation AR(1) und Sensitivität der Jahrring-Zeitreihe Solling im zeitlichen Verlauf. Berechnung der Werte in 11-jährigen gleitenden Zeitintervallen

Abb. 6c: Relation von Autokorrelation AR(1) und Sensitivität zueinander; Buchenbestand Solling

Die Jahrringbreiten des Buchenbestandes Ebrach steigen mit den 1970er Jahren deutlich an (Abb. 5a). Die Autokorrelation AR(1) und die Sensitivität in dieser Zeitreihe, die zur Untersuchung temporaler Veränderungen in 11-jährigen Zeitintervallen berechnet und als Zeitreihen dargestellt sind (Abb. 5b), zeigen größere Schwankungen, die mitunter zwei bis drei Jahrzehnte umfassen. Insgesamt erscheinen diese Veränderungen zufällig und regellos, was auch in der Darstellung beider Größen zueinander (Abb. 5c) deutlich wird. Es lässt sich hier kein spezielles Verhaltensmuster feststellen. Die mittlere Jahrringbreiten-Zeitreihe des Buchenbestandes Solling weist starke, über mehrere Jahrzehnte reichende Schwankungen des Zuwachstrends auf (Abb. 6a). Die Darstellung von Autokorrelation und Sensitivität im zeitlichen Verlauf (Abb. 6b) zeigt zunächst, dass die Sensitivität der Jahrringzeitreihe im zeitlichen Verlauf über mehr als 100 Jahre in einem relativ begrenzten Rahmen zwischen etwa 12% und 24% unsystematisch schwankt. Mit den 1990er Jahren erreicht die Sensitivität jedoch Bereiche, die bisher im gesamten Bestandesleben nie vorkamen. Gleichzeitig verringert sich die Autokorrelation und nimmt am Ende negative Werte an. Die jeweils aktuelle Jahrringbreite ist also jetzt zur vorangegangenen gegensätzlich. Das Nachwirken und Puffern in der Zeitreihe ist also verloren gegangen. Die Abartigkeit

dieser in den letzten 15 Jahren abgelaufenen Entwicklung wird deutlich, wenn beide Parameter in Relation zueinander betrachtet werden (Abb. 6c). Nach einer langen Zeitspanne zufälliger Schwankungen sind zuletzt gerichtete Veränderungen aufgetreten, die in ihrem Ausmaß bisher nicht vorkamen. Im biologischen Sinne können diese Veränderungen als eine gesteigerte Empfindlichkeit gegenüber externen Triebkräften bei gleichzeitigem Verlust des Puffervermögens interpretiert werden. Wie gefährlich eine solche Konstellation tatsächlich ist, lässt sich mit Hilfe statistischer Parameter nicht bestimmen. Weitere Erkenntnisse können hier nur physiologische Untersuchungen erbringen. Während die Versuchsfläche Ebrach als Beispiel normaler, im Ganzen ungestörter, Zuwachsabläufe gelten kann, ist der Buchenbestand im Solling mit seiner extremen Entwicklung von Sensitivität und Autokorrelation ein Beispiel für gestörte Zuwachsverhältnisse (BECK, 2009).

Weiserjahre

Die Bezeichnung „Weiserjahr“ ist eine statistische Kategorie. Ein Weiserjahr kann nicht an einem einzelnen Baum festgestellt werden. Ein Weiserjahr besteht dann, wenn die übergroße Mehrheit aller in die Analyse einbezogenen Bäume im gleichen Jahr gleichgerichtet reagieren. Üblich ist das Festsetzen von Schwellenwerten (sog. stand thresholds und tree thresholds). Weiserjahre haben stets einen räumlichen Bezug. Weiserjahre, die aus den Jahrring-Zeitreihen eines Versuchsstandortes ermittelt wurden, heißen Standorts-Weiserjahre und gelten zunächst nur für diesen einen Standort. Werden mehrere Chronologien der gleichen Baumart einer ganzen Region vereinigt und aus dem Gesamtmaterial Weiserjahre berechnet, sind dies regionale Weiserjahre. Bei noch weiterem räumlichen Bezug, z.B. alle vorliegenden Fichten-Chronologien aus Deutschland, so sind die daraus ermittelten Weiserjahre überregionale Weiserjahre.

Bei der hier angewendeten Methode wird zunächst der Trend in den Jahrring-Zeitreihen mit Hilfe der Methode des exponentiellen Glättens beschrieben und anschließend durch Indexierung eliminiert:

$$I_t = \frac{JRB_t}{Trend_t} .$$

Hieraus ergeben sich Indexwerte mit dem Mittelwert 1,0. Wird von allen Indexwerten der Wert 1,0 subtrahiert, ergeben sich Zeitreihen die auf den Wert Null zentriert sind. Negative und positive Abweichungen von Null sind als relative Zuwachsabweichungen zu interpretieren. Zu jedem Jahr in der Zeitreihe werden Mittelwerte +/- Standardabweichungen berechnet. Schneidet der Balken Mittelwert +/- Standardabweichung nicht die Nullline, so ist dies ein Weiserjahr. Die Methode hat den Vorteil, dass sie ohne Festsetzung weiterer Thresholds, die je nach festgesetztem Wert die Zahl der Weiserjahre beeinflussen (BIJAK, 2008), auskommt.

Wachstumsreaktionen in den Jahren ab 2003

Der trocken-heiße Sommer des Jahres 2003 hat das Baumwachstum in diesem Jahr und teils in den Folgejahren in unterschiedlich starkem Maße negativ beeinflusst. Zur Bewertung der Zuwachsrate ab 2003 wurde die unmittelbar davor liegende, fünfjährige Zuwachsperiode von 1998 bis 2002 als Referenzperiode herangezogen. Um unterschiedlich breite Jahrringe von verschiedenen Probäumen innerhalb einer Chronologie und auch Chronologien untereinander vergleichbar zu machen, wurden die Jahrringbreiten zu relativen Zuwachswerten, bezogen auf die Summe der Jahrringbreiten von 1998 bis zum Jahr der Bohrkernentnahme, bezogen. Anschließend wurde der Mittelwert der Relativwerte für die gesamte Referenzperiode +/- Standardabweichung berechnet, worauf sich alle relativen Zuwachswerte der einzelnen Bäume einer Chronologie Jahr für Jahr beziehen (Beispiel in Abb. 7).

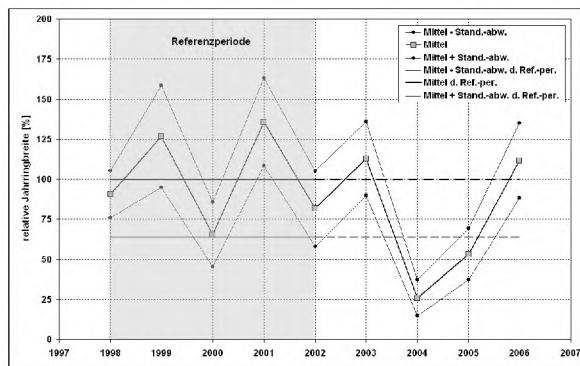


Abb. 7: Mittlere relative Zuwachsreaktionen (+/- Standardabweichung) in Relation zur Referenzperiode 1998 bis 2002; Baumart Buche, Level II-Plot Solling

Ergebnisse der Deutschland-weiten Auswertung: Wachstumstrend

Zur Bewertung der Normalität der Wachstumabläufe wurden die Störungszeiger Trendbrüche, zeitweilige Trendabweichungen und gestörte AR(1)-Sensitivitäts-Relationen herangezogen. Die baumartenweise Auswertung ergibt klare Unterschiede in der Häufigkeit des Auftretens von Störungen (Abb. 8).

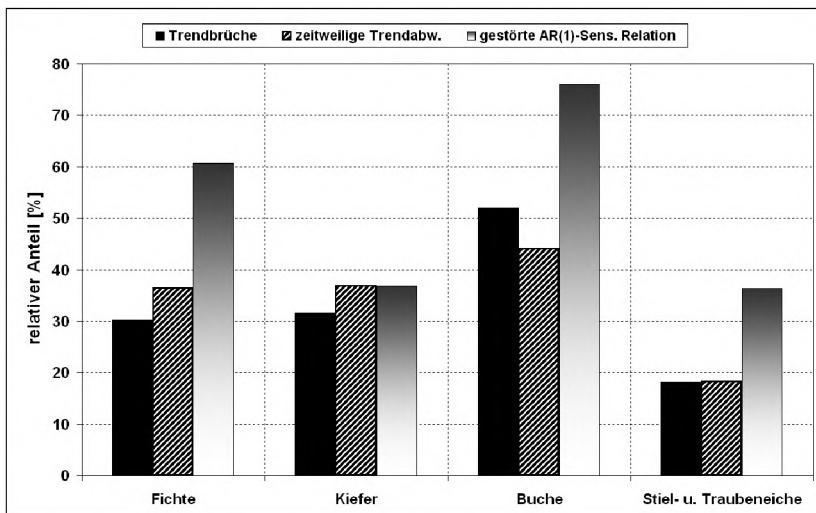


Abb. 8: Anteil der Level II-Plots mit Merkmalen gestörter Wachstumsabläufe

Bei den Buchen-Versuchflächen treten alle drei Merkmale von Störungen im Wachstumsverlauf am häufigsten auf. Trendbrüche treten bei mehr als der Hälfte und gestörte AR(1)-Sensitivitäts-Relationen bei mehr als drei Viertel aller Flächen auf. Den Buchen folgen mit einem Abstand die Fichten, von denen immer noch mehr als 60% aller Flächen gestörte AR(1)-Sensitivitäts-Relationen zeigt. Bei den Kiefern treten alle Störungsmerkmale bei weniger als 40% aller Flächen auf und die Eichenarten sind von Störungen im Wachstumsablauf am seltensten betroffen.

Ergebnisse der Deutschland-weiten Auswertung: Überregionale Weiserjahre

In die Weiserjahranalyse wurde das gesamte vorliegende Material baumartenweise auf Einzelbaum-Basis einbezogen. Die Berechnung überregionaler Deutschland-weiter Weiserjahre stellt eine sehr starke Filterung des Materials dar. Überregionale Weiserjahre lassen alle standortsspezifischen Besonderheiten zurücktreten. Sie nur in solchen Jahren feststellbar, in denen ein übergeordneter Witterungsverlauf alle anderen, sonst modifizierend wirkenden Faktoren überdeckt. Wie die Untersuchung ergibt, existiert kein Kontinuum im Auftreten von Weiserjahren und auch keine gleiche Häufigkeit des Auftretens zwischen den Baumarten (Abb. 9).

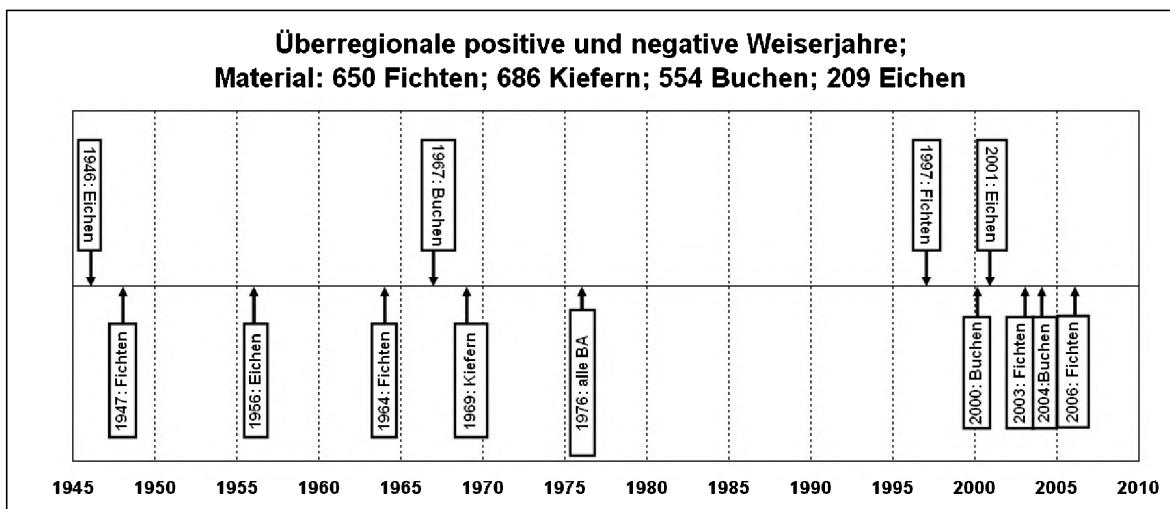


Abb. 9: Überregionale, Deutschland-weite Weiserjahre der forstlichen Hauptbaumarten

Auffällig ist, dass deutlich weniger positive als negative Weiserjahre auftreten. Offenbar bringen der Entzug von Ressourcen (Trockenheit) oder das Auftreten schädigender Witterungsabläufe (Fröste) eine einheitliche Reaktion aller Individuen zustande als überdurchschnittlich günstige Witterungsverläufe. Das Auftreten von Weiserjahren ist Baumarten-spezifisch. Das gleichzeitige Auftreten von Weiserjahren bei mehreren Baumarten ist extrem selten. Auf die für alle Baumarten gleiche Witterung wird also artspezifisch und uneinheitlich reagiert. Eine Ausnahme bildet das Jahr 1976, dass in den meisten Waldbeständen Mitteleuropas ein scharfes negatives Weiserjahr bei allen Baumarten verursacht hat. In diesem Jahr folgte einem überaus kalten und bis in das Frühjahr anhaltenden Winter ein trocken-heißer Sommer. Im Jahr 1976 kombinierten sich also zwei schädliche Wirkungen, was in vielen Fällen zu nachhaltigen Wachstumsveränderungen (Trendbruch) geführt hat. Nach dem Jahr 1976 existiert für eine Dauer von zwei Jahrzehnten kein einziges, überregionales Weiserjahr. In einer Phase massiver Stoffeinträge in die

Waldökosysteme haben andere Einflussfaktoren die sonst führende Wirkung der Witterung auf den Wechsel der Jahrringbreiten überdeckt. Ab dem Jahr 2000 tritt eine schnelle Folge negativer Weiserjahre bei den in Bezug auf die Wasserversorgung anspruchsvollen Schattenbaumarten Buche und Fichte in Erscheinung. Die teils trocken-heißen Witterungsverläufe dieser Sommer haben hier ihre Wirkung hinterlassen. Resümierend kann festgestellt werden, dass das Auftreten von Weiserjahren keine zufällige Erscheinung ist. Neben bestimmten Tendenzen in der Witterungsausprägung des letzten beiden Jahrzehnts spiegeln sich hier auch längerfristige Veränderungen der Standortseigenschaften wider.

Ergebnisse der Deutschland-weiten Auswertung: Wachstumsreaktionen in den Jahren ab 2003

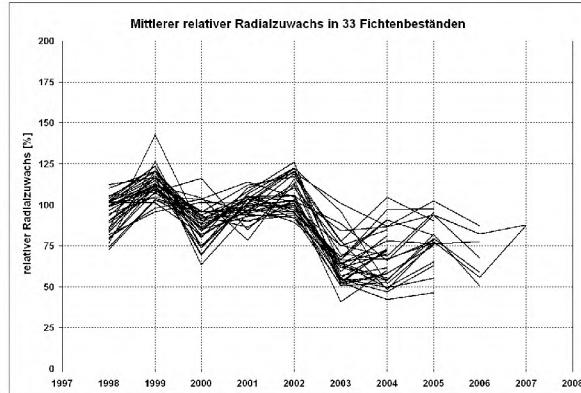


Abb. 10a: Zuwachsverlauf der Fichten

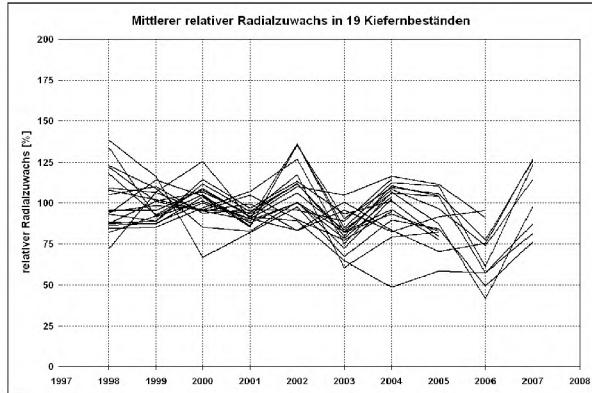


Abb. 10b: Zuwachsverlauf der Kiefern

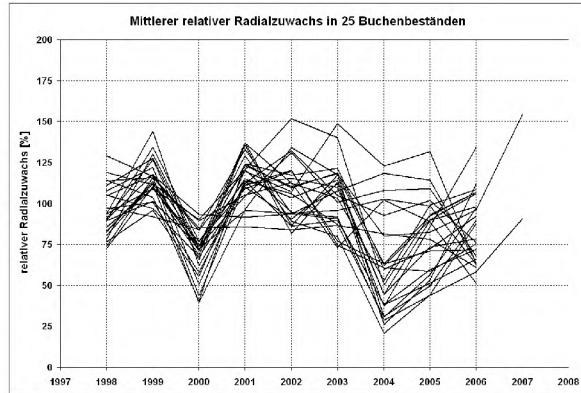


Abb. 10c: Zuwachsverlauf der Buchen

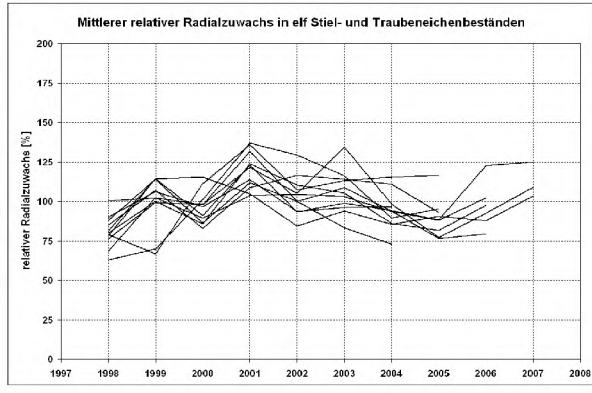


Abb. 10d: Zuwachsverlauf der Eichen

Der Witterungsverlauf des Sommers 2003 ist Baumarten-spezifisch in unterschiedlicher Weise wirksam geworden. Die Befunde zur Baumart Fichte (Abb. 10a) weisen überregional im Mittel die heftigsten Zuwachsreduktionen im Jahr 2003 und zugleich die anhaltendsten Nachwirkungen auf. Von den untersuchten Plots haben nur Einzelne im Jahr 2005 wieder ein normales Zuwachsniveau erreicht. Im Jahr 2006 kommt es witterungsbedingt erneut zu einer Reduktion des Zuwachses. In den Kiefern-Flächen des Level II-Programms (Abb. 10b) kommt es ebenfalls unmittelbar im Jahr 2003 zu einer Zuwachsreduktion, die aber im Mittel weniger heftig ausfällt als im Falle der Baumart Fichte. Im Folgejahr setzt eine kräftige Erholungstendenz in fast allen Fällen ein, es werden wieder annähernd normale Wachstumsraten erzielt. Eine erneute, zum Teil heftigere Zuwachsreduktion als im Jahr 2003 wird vom trocken-heißen Sommer 2006 verursacht. Auf diese zweite Zäsur folgt eine kräftige Erholung im Jahr 2007. Dies wird insbesondere durch die brandenburgischen Befunde gestützt. Die Baumart Kiefer erweist sich im betrachteten Zeitfenster also als außerordentlich reagibel in Bezug auf Witterungseinflüsse. Dies betrifft die Reaktionen auf sowohl ungünstige als auch auf vorteilhafte Witterungsverläufe. Das Reaktions- und damit auch Regenerationspotenzial dieser Baumart ist offenbar recht weitgehend. Von allen Baumarten weist die Buche die heftigsten jährlichen Zuwachsreaktionen auf (Abb. 10c). Die Witterung des Jahres 2003 wird, für die Baumart typisch, erst im Folgejahr wirksam. Obwohl die Zuwachsreduktion im Jahre 2004 im Vergleich der Baumarten und Jahre am heftigsten ausfiel, beginnt im Jahr 2005 und danach eine deutliche Erholungstendenz, die aber auch im Jahr 2006 in den meisten Versuchbeständen noch kein Normalniveau erreicht hat. Von prinzipiell andersartiger Charakteristik sind die Verlaufskurven der Eichenbestände (Abb. 10d). Die Jahr-zu-Jahr-Schwankungen des mittleren, relativen Radialzuwachses sind gering. Auswirkungen der Trockensommer 2003 und 2006 sind praktisch nicht feststellbar. Stiel- und Traubeneichen reagieren also ausgesprochen träge auf wechselnde Witterungsverläufe. Als mehr Wärme liebende Baumarten leiden sie offenbar kaum unter heißen Sommern.

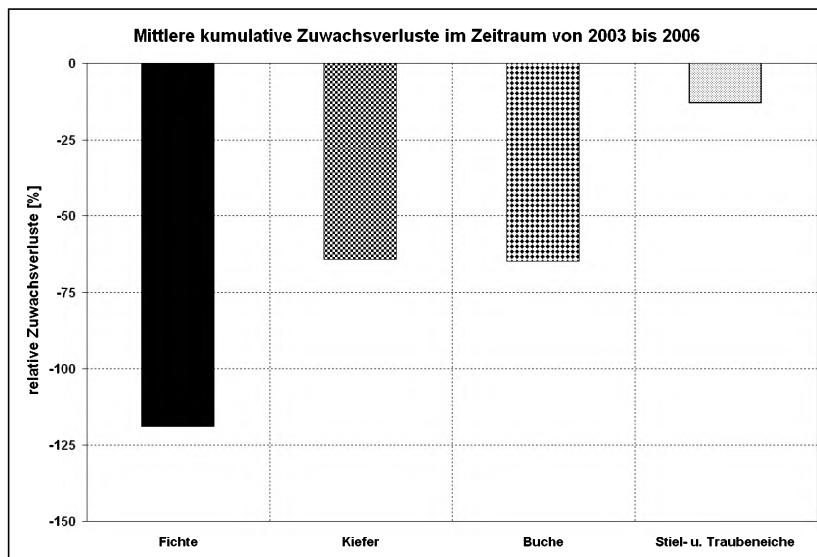


Abb. 11: Mittlere summarische Zuwachseinbußen in den Jahren von 2003 bis 2006

Mit dem Ziel einer Gesamtbewertung der Witterungswirkung der Jahre 2003 bis 2006 auf den Radialzuwachs der Baumarten wurden die mittleren, relativen Radialzuwachsverluste (Differenzen zu 100%) über die vier Jahre summiert (Abb. 11). Danach haben die Fichtenbestände in diesem Zeitraum Zuwachsverluste erlitten, die einen vollen jährlichen Normalzuwachs überschreiten und die nahezu doppelt so hoch ausfallen wie bei den Baumarten Kiefer und Buche. Zwar haben die Buchenbestände im Mittel die empfindlichsten Zuwachsrückgänge im Jahr 2004 erlitten, waren jedoch im Stande, im Jahr darauf mit einer Erholungstendenz zu reagieren. Die Tendenz zur Erholung trat bei den Fichten nur sehr verzögert ein. Im Vergleich der Baumarten ist hier die Nachwirkung des Jahres 2003 am längsten. Die summarischen Zuwachsverluste der Eichen sind am geringsten.

Diskussion und Schlussfolgerungen

Wiederholte Störungen im langfristigen Wachstumsablauf von Waldbeständen können als ernsthafte Hinweise einer Vitalitätsgefährdung gewertet werden. Jedoch sind die Grenzen der Belastbarkeit unserer Waldbauarten und ihrer Herkünfte gegenüber externen Stressoren wie Witterungseignissen noch immer unzureichend bekannt. Berücksichtigt werden muss dass die Störungskriterien an lebenden, äußerlich normal erscheinenden, keinesfalls absterbenden Probebäumen erfasst wurden. Gleichwohl lässt sich aus den vorliegenden Ergebnissen die sichere Erkenntnis gewinnen, dass es beträchtliche artspezifische Unterschiede in der Häufigkeit des Auftretens von Störungen gibt. Fichten und Buchen sind häufiger betroffen als Kiefern und Eichen.

Aus den Ergebnissen der Weiserjahranalysen, insbesondere im Hinblick auf die Häufung negativer Weiserjahre von Buchen und Fichten ab dem Jahr 2000, erhebt sich die Frage, ob die Witterungsbedingungen dieser letzten Jahre deutlich ungünstiger als in der Vergangenheit waren oder ob diese Baumarten im Laufe des Bestandeslebens gegenüber Umwelteinflüssen empfindlicher geworden sind. Zur Klärung dieser Fragen sind weiter Untersuchungen notwendig, die die Methoden der Waldwachstumskunde und der Dendroökologie ergänzen müssen.

Die Schattenbaumarten Fichte und Buche mit ihren höheren Ansprüchen an Boden- und Luftfeuchtigkeit sind von Dürreereignissen stärker betroffen als Kiefern und Eichen. Künstliche Fichtenforste außerhalb ihres natürlichen montanen Verbreitungsbereichs sind durch Trockenheit und Hitze und den nachfolgenden Befall durch Rindenbrütende Insekten besonders gefährdet. Das Ausmaß der Zuwachsreduktionen als Wirkung der Trockenheit und Hitze 2003 ist regional differenziert. Die Unterschiede sind verursacht durch regional unterschiedliche Ausprägungen der Dürre selbst, durch unterschiedliche Standorteigenschaften (Wasserspeicherkapazität der Böden, nFK) sowie durch die verschieden ausgeprägte Angepasstheit der Bestände an die Standorteigenschaften.

Summary

The outstanding heat and drought of the summer 2003 attracted the public attention and led to a serious anxiety about the future prospects of natural production in all land use branches. This has been the inducement for commissioning the Institute for Forest Ecology and Forest Inventory to work out a study on "The effects of drought and heat on the forest condition in Germany" by the Federal Ministry of Food, Agriculture and Consumer Protection. The results of the investigations of this study in the fields of forest growth and dendroecology were compiled from tree ring chronologies from 88 sample plots scattered in Germany (Level II-program). It was found that common beech is most frequently affected by breaks and temporary deviations of growth trend and by disturbed relations of

autocorrelation and sensitivity within the tree ring width series. In a descending order of the frequency of disturbances follow Norway spruce and Scots pine. Pedunculate and sessile oaks are affected unfrequently. The nation-wide pointer year analysis showed more negative than positive pointer years. Joint pointer years of two tree species are extremely unfrequent. An important exception is the year 1976 where all four forest main tree species have a negative pointer year. After 1976, for a time span of 20 years nary pointer year exists. After the year 2000 a fast sequence of negative pointer years of Norway spruce and common beech was found. The effects of the summer 2003 on the diameter increment of the subsequent years up to 2006 were investigated. Within these four years from 2003 to 2006 the spruce stands did lose more than a full amount of a yearly growth rate. Scots pine and beech suffer the loss of more than 50% of a yearly growth rate and the losses of the oak species are not worthy of mention. The degree of growth reductions as a consequence of drought events is differing in a wide range. It depends from the tree species-specific ability to cope drought events, the regional different occurrence of drought, the different site properties (water holding capacity) and the degree of adaption of the tree stand to the site.

Literatur:

- ALTHERR, E., P. UNFRIED, J. HRADETZKY und V. HRADETZKY. 1978. Statistische Rindenbeziehungen als Hilfsmittel zur Ausformung und Aufmessung unentzündeten Stammholzes, Teil IV. Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg **90**.
- BECK, W.: Mean growth behaviour of forest stands – Methodological aspects from dendrochronology and forest mensuration. In: TRACE – Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Proceedings of the Dendrosymposium 2007, 3rd – 6th May 2007, Riga, Latvia. GFZ Potsdam, Scientific Technical Report STR08/05, 2008, S. 154-161
- BECK, W.: Growth patterns of forest stands - the response towards pollutants and climatic impact. iForest 2: 4-6 [online: 2009-01-21] URL: <http://www.sisef.it/iforest/show.php?id=472> 2009
- BIJAK, Sz.: Various factors influencing the pointer year analysis. In: TRACE – Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Proceedings of the Dendrosymposium 2007, 3rd – 6th May 2007, Riga, Latvia. GFZ Potsdam, Scientific Technical Report STR08/05, 2008, S. 77-82
- BIONDI, F.: Development of a tree-ring network for the Italian peninsula. Tree Ring Bulletin Vol. 52, 1992, pp 15 -29
- Di FILIPPO, A., BIONDI, F., CUFAR, K., de LUIS, M., GRABNER, M., MAUGERI, M., PRESUTTI SABA, E., SCHIRONE, B., PIOVESAN, G.: Bioclimatology of beech (*Fagus sylvatica* L.) in the Eastern Alps: spatial and altitudinal climatic signals identified through a tree-ring network. Journal of Biogeography (2007) 34, 1873–1892
- DITTMAR, C., ZECH, W., ELLING, W.: Growth variations of Common beech (*Fagus sylvatica* L.) under different climatic and environmental conditions in Europe – a dendroecological study. Forest Ecology and Management 173 (2003) 63-78
- DOUGLASS, A. E. 1920. Evidence of climatic effects in the annual rings of trees. Ecology 1:24–32.
- SCHWEINGRUBER, F. H.: Der Jahrring. Verlag Haupt, Bern-Stuttgart, 1983
- WEISSTEIN, E. W. (© 1999-2007): „Tukey's biweight“. From [MathWorld](http://mathworld.wolfram.com/TukeysBiweight.html) – A Wolfram Web Resource. <http://mathworld.wolfram.com/TukeysBiweight.html>
- Fritts, H. C.: Tree rings and climate. The Blackburn Press, Reprint of the Second Printing, Copyright 1976, 567 pp.
- PIOVESAN, G., BIONDI, F., Di FILIPPO, A., ALESSANDRINI, A., MAUGERI, M.: Drought-driven growth reduction in old beech (*Fagus sylvatica* L.) forests of the central Apennines, Italy. Global Change Biology (2008) 14, 1-17
- WAZNY, T., ECKSTEIN, D.: The dendrochronological signal of oak (*Quercus spp.*) in Poland. Dendrochronologia 9, 1991, 35 – 49

Dynamik der Standort-Leistungs-Beziehungen von Buche, Eiche, Fichte, Kiefer und Douglasie unter Klimaveränderungen in Deutschland

Matthias Albert und Matthias Schmidt

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

1 Einleitung

Die klimasensitive Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges für die Baumarten Buche (*Fagus sylvatica*, L.), Eiche (*Quercus spec.*), Fichte (*Picea abies*, (L.) Karst.), Kiefer (*Pinus sylvestris*, L.) und Douglasie (*Pseudotsuga menziesii*, (Mirb.) Franco) für das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland ist der waldwachstumskundliche Beitrag im BMBF-Verbundprojekt „Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Decision Support System Wald und Klimawandel (DSS-WuK)“ der Universität Göttingen, des von Thünen-Instituts und der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (JANSEN et al., 2008).

Aufgrund der sich u.a. durch den Klimawandel bereits mittelfristig verändernden Standortsbedingungen müssen dynamische Bonitierungssysteme in der Waldwachstumsmodellierung und der Forstplanung eingesetzt werden. Ziel des vorgestellten Forschungsprojektes ist es, mit Hilfe von verallgemeinerten additiven Modellen die aktuelle und zukünftige baumartspezifische Leistungsfähigkeit eines Standortes auf Grundlage von Boden- und Klimavariablen zu schätzen. Dabei wird die Leistungsfähigkeit eines Standortes über die Mittelhöhenbonität beschrieben, die ein Bestand hypothetisch nach 100 Jahren unter konstanten aktuellen oder zukünftigen Standortsbedingungen erreichen würde. Die klimasensitiven Standort-Leistungs-Modelle dienen dazu, das Wuchspotenzial verschiedener Baumarten für waldbauliche Entscheidungen zu vergleichen. Gleichzeitig liefern die Modelle Eingangswerte für Waldwachstumssimulatoren.

2 Material und Methoden

2.1 Ertragskundliche Daten

Der Parametrisierungsdatensatz für die klimasensitiven Standort-Leistungs-Modelle besteht aus Inventurpunkten der Bundeswaldinventur I und II sowie der Betriebsinventur der Niedersächsischen Landesforsten, an denen die entsprechende Baumart in Rein- oder Mischform vorkommt und mindestens eine Baumhöhe gemessen wurde. Für die Baumart Buche sind dies 35.864 Beobachtungen, für die Eiche 20.666, für die Fichte 57.100, für die Kiefer 35.104 und für die Douglasie 4.586. An jedem Inventurpunkt wird baumartspezifisch die Mittelhöhenbonität im Alter 100 mit Hilfe des longitudinalen Höhen-Durchmesser-Bonitierungsansatzes von SCHMIDT (2008, 2009) als Funktion von Bestandesparametern und der Seehöhe sowie der geografischen Lage geschätzt (vgl. auch ALBERT und SCHMIDT, 2008). Diese Bonitierungsmethode auf Basis der Arbeit von MEHTÄALO (2004) erfordert im Gegensatz zu herkömmlichen Bonitierungssystemen keine Konstanz der Standortsbedingungen, die aufgrund des nachgewiesenen Wachstumstrends schon in den letzten Jahrzehnten nicht mehr gegeben ist (vgl. z.B. RÖHLE, 1995; STERBA, 1995; ELFING und NYSTRÖM, 1996; SPIECKER et al., 1996; SCHADAUER, 1999).

2.2 Bodenkundliche und klimatische Parameter

Als erklärende Variablen werden die Bodennährstoffversorgung (Nähr), die nutzbare Feldkapazität (nFK), die Stickstoffdepositionsrate (Ndep) sowie die Temperatursumme in der Vegetationszeit (Temp) und die klimatische Wasserbilanz in der Vegetationszeit (KWB) herangezogen. Ein räumlicher Trend quantifiziert den Einfluss der geografischen Lage auf die Standortleistungsfähigkeit und subsummiert sämtliche Effekte, wie z.B. den Windeinfluss, die nicht explizit von den anderen Modellvariablen beschrieben werden. Weitere Variablen wurden im Rahmen der Modellbildung durch Modellvergleiche auf Basis des Bayesian Information Criterion (BIC) ausgeschlossen.

Im einzelnen werden jedem BWI- und BI-Inventurpunkt die entsprechenden Parameterwerte zugeordnet. Die Bodenparameter werden ausgehend vom dem Punkt zugeordneten Leitprofil der flächendeckenden Wald-Bodenübersichtskarte (Wald-BÜK) über Transferfunktionen hergeleitet (AHRENDS, 2010). Die mit dem regionalen Klimamodell WETTREG (SPEKAT et al., 2006) projizierten Klimaparameter werden mit Hilfe des Modells WASIM-ETH (vgl. SCHULLA, 1997; SCHULLA und JASPER, 2007) auf 200 x 200 m Teilflächen regionalisiert und den Inventurpunkten über deren Mittelpunktkoordinaten zugeordnet.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verwendeten erklärenden Variablen und die Methodik ihrer Herleitung. Tabelle 2 beschreibt die Verteilung der erklärenden Variablen anhand von Mittelwert und Standardabweichung bzw. von Klassenbesetzungen für die kategorischen Variablen.

Tabelle 1: Verwendete Modellvariablen und die zu ihrer Herleitung verwendete Methodik.

Variable	Einheit	Datenquelle
Bodenährstofe	nach Berg- und Tiefland klassifizierte und in (max.) je 4 Stufen gruppierte Bodennährstoffversorgung in Anlehnung an die niedersächsische Standortskartierung	abgeleitet aus Leitprofilen entsprechend der Wald-BÜK; modifiziert von AHRENDS (2010)
nutzbare Feldkapazität	auf 1,4 m Bodentiefe bilanziert [mm]	abgeleitet aus Leitprofilen entsprechend der Wald-BÜK; modifiziert von AHRENDS (2010)
Stickstoff-deposition	über das Bestandesleben gemittelte jährliche Stickstoffdepositionsrate [eq/ha/a]	modelliert mit modifizierter Version von MAKEDEP (ALVETEG et al., 1997; AHRENDS et al., 2008)
Temperatursumme	Summe der täglichen Mitteltemperatur in der Vegetationszeit [°C], wobei die Vegetationszeit dynamisch und baumartspezifisch berechnet wird (vgl. MENZEL, 1997; v. WILPERT, 1990)	modelliert mit WETTREG für die Klimanormalperiode 1961 bis 1990; regionalisiert auf 200 x 200 m mit WASIM-ETH (vgl. SCHULLA, 1997; SPEKAT et al., 2006)
klimatische Wasserbilanz	Differenz aus der Niederschlagssumme und der potentiellen Evapotranspiration (vgl. MONTEITH, 1965) in der Vegetationszeit [mm]	modelliert mit WETTREG für die Klimanormalperiode 1961 bis 1990; regionalisiert auf 200 x 200 m mit WASIM-ETH (vgl. SCHULLA, 1997; SPEKAT et al., 2006)

Die Bodennährstoffversorgung wird im Anhalt an die Niedersächsische Standortskartierung (AK STANDORTSKARTIERUNG, 1996) klassifiziert. Eine Differenzierung zwischen Bergland- und Tieflandstandorten ist aufgrund unterschiedlicher Effekte gleicher Klassen auf das Wachstum notwendig. Diese Unterschiede liegen im Kartierschema begründet, das zwischen Bergland und Tiefland unterscheidet (vgl. AHRENDS, 2010).

Da die effektive Durchwurzelungstiefe auf vielen Böden des Tieflandes bei mindestens 1,4 m liegt (CZAJKOWSKI et al., 2009), wird die nutzbare Feldkapazität einheitlich für alle Standorte auf 1,4 m bilanziert.

Im Gegensatz zur mittleren Temperatur in der Vegetationszeit, die in den für Niedersachsen parametrisierten klimasensitiven Standort-Leistungs-Modellen verwendet wurde (ALBERT und SCHMIDT, 2008, 2010), wird für die bundesweiten Modelle die Temperatursumme in der Vegetationszeit als erklärende Variable herangezogen. Dies hat den Vorteil, dass sich nicht nur der durch Klimawandel hervorgerufene absolute Temperaturanstieg sondern auch eine mögliche Verlängerung der Vegetationszeit im Parameterwert widerspiegelt. Grundsätzlich beschreibt die Temperatursumme die zur Verfügung stehende Energiemenge besser als die Mitteltemperatur, da sich die letztere auf unterschiedliche Bilanzierungszeiträume beziehen kann.

Tabelle 2: Wertebereiche der verwendeten Variablen (Nähr: Anzahl der Beobachtungen je Nährstoffstufe von 1=arm bis 4=reich, getrennt nach Bergland und Tiefland; } kennzeichnet Klassen die aufgrund von nicht signifikanten Modelleffekten bei der Modellselektion zusammengefasst wurden; \bar{x} : Mittelwert; sd: Standardabweichung).

		Buche	Eiche	Fichte	Kiefer	Douglasie
Nähr Bergl.	1	487		1898		
	2	1841	} 1229	6668	} 6724	} 781
	3			22693		1583
	4	} 24549	} 12642	13196	} 15987	1128
Tiefl.	1	1346	1965			
	2	101		} 2145	} 7223	} 421
	3		} 3239	6150	3983	
	4	} 7540	1591	4350	1187	} 673
nFK	\bar{x}	157	173	158	187	178
	sd	48	52	43	44	47
Ndep	\bar{x}	2163	2202	2635	2728	3622
	sd	862	1149	1043	1351	1701
Temp	\bar{x}	2117	2215	2048	2070	2205
	sd	140	92	183	92	107
KWB	\bar{x}	-188	-234	-157	-237	-265
	sd	109	69	127	81	87

2.3 Modellierungsansatz

Der verwendete statistische Modellierungsansatz zur Beschreibung des Standort-Leistungs-Bezug der Baumarten Fichte, Buche, Kiefer, Eiche und Douglasie ist ein verallgemeinertes additives Modell (vgl. HASTIE und TIBSHIRANI, 1990), das im Statistikpaket *R* 2.10.0 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) unter Verwendung der Bibliothek *mgcv* 1.6-0 (WOOD, 2006) parametrisiert wurde. Additive Modelle erlauben es, nichtlineare Effekte der Prädiktorvariablen auf die Antwortvariable zu identifizieren, ohne dass Annahmen über eine bestimmte Funktionsform vorgegeben werden müssen. In der Methodik von WOOD (2006) werden dazu penalisierte Regressionssplines verwendet. Dabei wird die Flexibilität der Anpassung fast ausschließlich über einen Glättungsparameter gesteuert, der über verallgemeinerte Kreuzvalidierung optimiert wird. Die allgemeine Form eines verallgemeinerten additiven Modells (GAM) lautet für normal- und homogenverteilte Beobachtungen wie folgt:

$$Y_i = \alpha + f(X_i) + \epsilon_i \quad ; \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

mit Y_i =Response Variable, X_i =erklärende Variable, f =glättende Funktion.

Im Gegensatz zum einfachen linearen Regressionsmodell, in dem die Beziehung zwischen Y_i und X_i durch einen konstanten Regressionsparameter beschrieben wird, werden im GAM glättende Funktionen zur Beschreibung potenzieller nichtlinearer Effekte verwendet. Zur Darstellung nichtlinearer Modelleffekte bietet sich die graphische Darstellung der glättenden Funktion als Kurve inklusive eines punktweisen Prognoseintervalls an.

3 Ergebnisse

3.1 Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges

Das Modell für die Baumarten Buche, Eiche, Fichte und Kiefer lässt sich wie folgt spezifizieren:

$$\text{hg100}_i = \alpha_1 + \text{Nähr}_i^T \beta + f_1(\text{Temp}_i) + f_2(\text{KWB}_i) + f_3(\text{nFK}_i) + f_4(\text{Ndep}_i) + f_5(\text{RW}_i, \text{HW}_i) + \epsilon_i \quad [1]$$

mit hg100_i =Mittelhöhenbonität im Alter 100 an Stichprobenpunkt i [m], Nähr_i^T =Indikatorenvektor für klassifizierte Bodennährstoffe, β =zu Nähr gehörender Parametervektor, KWB_i =klimatische Wasserbilanz in der Vegetationszeit (VZ) [mm], Temp_i =Temperatursumme in der VZ [$^{\circ}$ C], Ndep_i =mittlere Stickstoffdeposition [eq/ha/a], nFK_i =nutzbare Feldkapazität [mm], RW_i , HW_i =Gauss-Krüger-Lagekoordinaten, α_1 =Regressionskoeffizient (Interzept), f_1 , f_2 , f_3 , f_4 =eindimensionale glättende Funktionen, f_5 =zweidimensionale glättende Funktion zur Beschreibung des räumlichen Trends.

Bei der Baumart Douglasie ist es für die Gewährleistung eines biologisch plausiblen Modellverhalten notwendig, die Modelleffekte der verschiedenen Einflussgrößen in zwei Modellierungsschritten zu schätzen. Diese Vorgehensweise ist notwendig, da die untereinander korrelierten Prädiktoren bei gleichzeitig deutlich geringerer Datengrundlage für die Douglasie dazu führen, dass sich die Modelleffekte nicht voneinander trennen lassen. Darüber hinaus ist die Variable nutzbare Feldkapazität im Douglasienmodell nicht signifikant.

Vormodell:

$$\text{hg100}_i = \alpha_1 + f_1(\text{Temp}_i) + f_2(\text{KWB}_i) + \epsilon_i \quad [2.1]$$

Hauptmodell:

$$\text{hg100}_i = \alpha_1 + \text{Nähr}_i^T \hat{\beta} + \hat{f}_1(\text{Temp}_i) + \hat{f}_2(\text{KWB}_i) + f_4(\text{Ndep}_i) + f_5(\text{RW}_i, \text{HW}_i) + \epsilon_i \quad [2.2]$$

mit \hat{f}_1 , \hat{f}_2 =die im Modell [2.1] parametrisierten und in [2.2] übernommenen Effekte.

Die Parameterkoeffizienten und Kennwerte der glättenden Terme sind für die fünf Modelle in den Tabellen 3a und b angegeben.

Tabelle 3a: Statistische Kenngrößen der Modelle zur Beschreibung des Standort-Leistung-Bezuges der Baumarten Buche, Eiche und Fichte (se=Standardfehler).

Buche R²=0,31; se=3,4 m

Parameterkoeffizienten:

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t)
(Intercept)	2.478e+01	2.615e-01	94.776	< 2e-16 ***
Nähr Bergland	2 1.746e+00	2.154e-01	8.106	5.40e-16 ***
3+4 2.303e+00	2.264e-01	10.172	< 2e-16 ***	
Tiefland	1 1.581e+00	2.562e-01	6.171	6.87e-10 ***
2 1.914e+00	4.524e-01	4.231	2.33e-05 ***	
3+4 2.580e+00	2.459e-01	10.493	< 2e-16 ***	
nFK	5.229e-03	9.744e-04	5.366	8.08e-08 ***

Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:

	edf	Est.rank	F	p-value
s(temp)	6.303	6.855	108.39	<2e-16 ***
s(KWB)	3.761	3.969	56.70	<2e-16 ***
s(ndep)	1.997	2.000	2497.85	<2e-16 ***
s(RW,HW)	145.090	148.800	54.68	<2e-16 ***

Eiche R²=0,33; se=3,1 m

Parameterkoeffizienten:

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t)
(Intercept)	23.4830	0.1077	217.943	< 2e-16 ***
Nähr Bergland	3+4 0.7580	0.1115	6.797	1.09e-11 ***
Tiefland	1 0.3988	0.1372	2.906	0.00366 **
2+3 1.0411	0.1464	7.113	1.18e-12 ***	
4 1.4798	0.1606	9.215	< 2e-16 ***	

Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:

	edf	Est.rank	F	p-value
s(nFK)	1.910	1.991	23.569	6.50e-11 ***
s(temp)	4.688	4.956	19.340	< 2e-16 ***
s(KWB)	2.822	3.416	7.468	2.04e-05 ***
s(ndep)	2.000	2.000	2417.637	< 2e-16 ***
s(RW,HW)	143.153	148.564	42.058	< 2e-16 ***

Fichte R²=0,44; se=3,1 m

Parameterkoeffizienten:

	Schätzwert	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t)
(Intercept)	29.45591	0.10000	294.56	<2e-16 ***
Nähr Bergland	2 1.81775	0.09773	18.60	<2e-16 ***
3 2.53169	0.10304	24.57	<2e-16 ***	
4 2.83786	0.11329	25.05	<2e-16 ***	
Tiefland	1+2 1.69675	0.13630	12.45	<2e-16 ***
3 2.22131	0.13072	16.99	<2e-16 ***	
4 2.72672	0.13920	19.59	<2e-16 ***	

Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:

	edf	Est.rank	F	p-value
s(nFK)	1.978	1.999	87.4	<2e-16 ***
s(temp)	5.979	6.000	364.3	<2e-16 ***
s(KWB)	3.911	3.995	41.6	<2e-16 ***
s(ndep)	1.998	2.000	6885.9	<2e-16 ***
s(RW,HW)	146.705	148.932	115.3	<2e-16 ***

Tabelle 3b: Statistische Kenngrößen der Modelle zur Beschreibung des Standort-Leistung-Bezuges der Baumarten Kiefer und Douglasie (se=Standardfehler).

Kiefer R²=0,45; se=2,6 m					
Parameterkoeffizienten:					
Schätzwert	Std. Fehler	t-Wert	Pr(> t)		
(Intercept)	25.84291	0.04715	548.072	< 2e-16	***
Nähr Bergland 3+4	0.50034	0.05563	8.994	< 2e-16	***
Tiefland 1+2	0.29035	0.06704	4.331	1.49e-05	***
3	0.72367	0.09035	8.009	1.19e-15	***
4	0.86014	0.12318	6.983	2.95e-12	***
Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:					
edf	Est.rank	F	p-value		
s(nFK)	1.980	2.000	49.25	<2e-16	***
s(temp)	5.848	5.990	53.43	<2e-16	***
s(KWB)	1.968	1.999	48.88	<2e-16	***
s(ndep)	4.861	4.991	2943.15	<2e-16	***
s(RW,HW)	145.580	148.851	112.36	<2e-16	***
Douglasie R²=0,40; se=5,0 m					
Vormodell					
Parameterkoeffizienten:					
Schätzwert	Std. Fehler	t-Wert	Pr(> t)		
(Intercept)	47.45289	0.09458	501.7	<2e-16	***
Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:					
edf	Est.rank	F	p-value		
s(temp)	3.849	3.987	45.19	< 2e-16	**
s(KWB)	1.781	1.952	26.25	7.91e-12	***
Hauptmodell					
Parameterkoeffizienten:					
Schätzwert	Std. Fehler	t-Wert	Pr(> t)		
(Intercept)	46.3697	0.2411	192.317	< 2e-16	***
Nähr Bergland 3	0.8133	0.3131	2.598	0.009410	**
4	1.2432	0.3228	3.851	0.000119	***
Tiefland 1+2	1.8750	0.3746	5.005	5.79e-07	***
3+4	2.2112	0.3640	6.075	1.35e-09	***
Approximierte Signifikanz der glättenden Terme:					
edf	Est.rank	F	p-value		
s(ndep)	2.0	2.0	866.92	<2e-16	***
s(RW,HW)	132.6	145.8	17.38	<2e-16	***

Signif. codes: 0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 ' ' 1					

Die linearen und nicht-linearen Effekte sind in allen Modellen hochsignifikant (vgl. Tab. 3a und b). Die Koeffizienten der kategorischen Variablen und linearen Terme sind bezüglich ihrer Wirkungsrichtung aus biologischer Sicht als plausibel zu beurteilen: je besser die Nährstoffversorgung und je höher die nutzbare Feldkapazität (linear im Buchenmodell) ist, desto besser ist die Mittelhöhenbonität. Die nicht-linearen Effekte inklusive der punktweisen Prognoseintervalle (5% Irrtumswahrscheinlichkeit) sind in Abb. 1a bis d dargestellt. Bei der Interpretation der partiellen Effekte muss die Korrelation der Prädiktorvariablen untereinander beachtet werden. Da beispielsweise Temperaturveränderungen fast immer mit Veränderungen der klimatischen Wasserbilanz einhergehen, darf nicht vom Temperatureffekt direkt auf die Veränderung der Standortleistungsfähigkeit geschlossen werden. Des Weiteren dürfen die Effekte in den Randbereichen der Beobachtungswerte nicht überinterpretiert werden, da sie mit nur wenigen Daten belegt sind. In Abb. 1a sind die unterschiedlichen Temperaturbereiche, in denen Datensätze der einzelnen Baumarten vorliegen, gut erkennbar. Fichte und Buche zeigen im unteren Temperaturbereich nur geringe Reaktionen der Leistungsfähigkeit, während die übrigen Baumarten auch vom Temperaturanstieg im unteren Wertebereich ihrer jetzigen Vorkommen profitieren. Ab einer Temperatursumme von ca. 1500 °C in der Vegetationszeit reagiert die Fichte stark, die Buche ab ca. 1800 °C. Für alle Baumarten zeigt der Temperatureffekt im oberen Bereich ein Abflachen, d.h. steigende Temperatursummen scheinen sich hier nicht mehr leistungssteigernd auszuwirken.

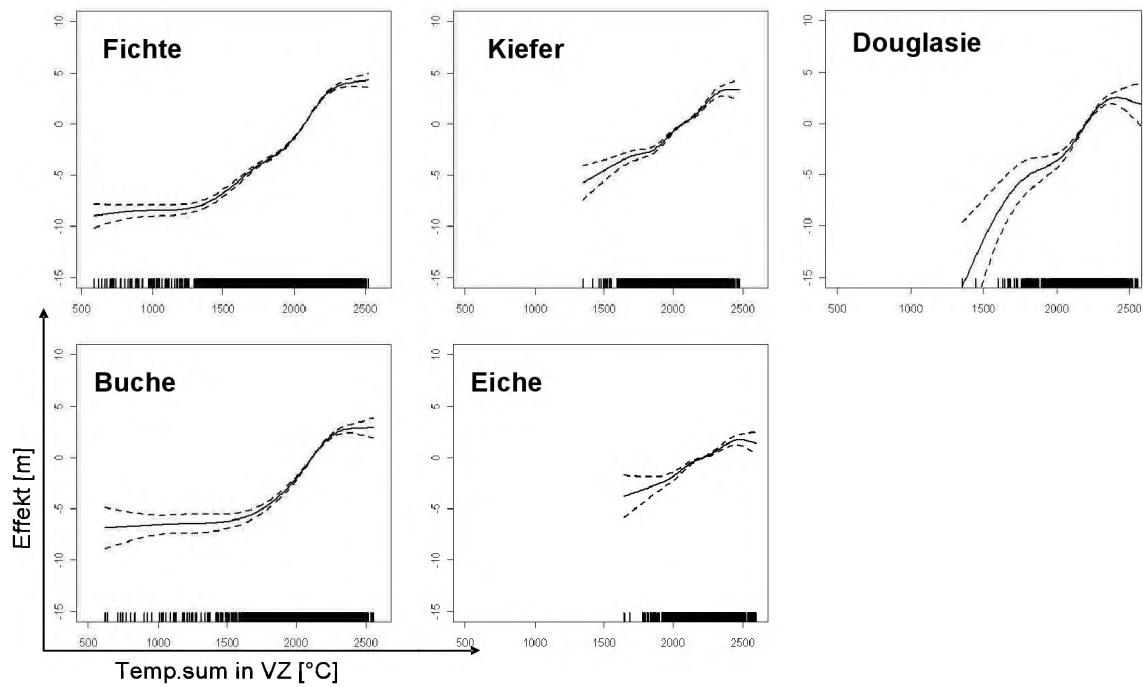


Abb. 1a: Nicht-linearer Effekt der Temperatursumme in der Vegetationszeit auf die Mittelhöhenbonität der fünf Baumarten. Die gestrichelten Linien beschreiben punktweise Prognoseintervalle (5% Irrtumswahrscheinlichkeit). Die Striche auf der Abszisse markieren Datensätze mit der entsprechenden Ausprägung.

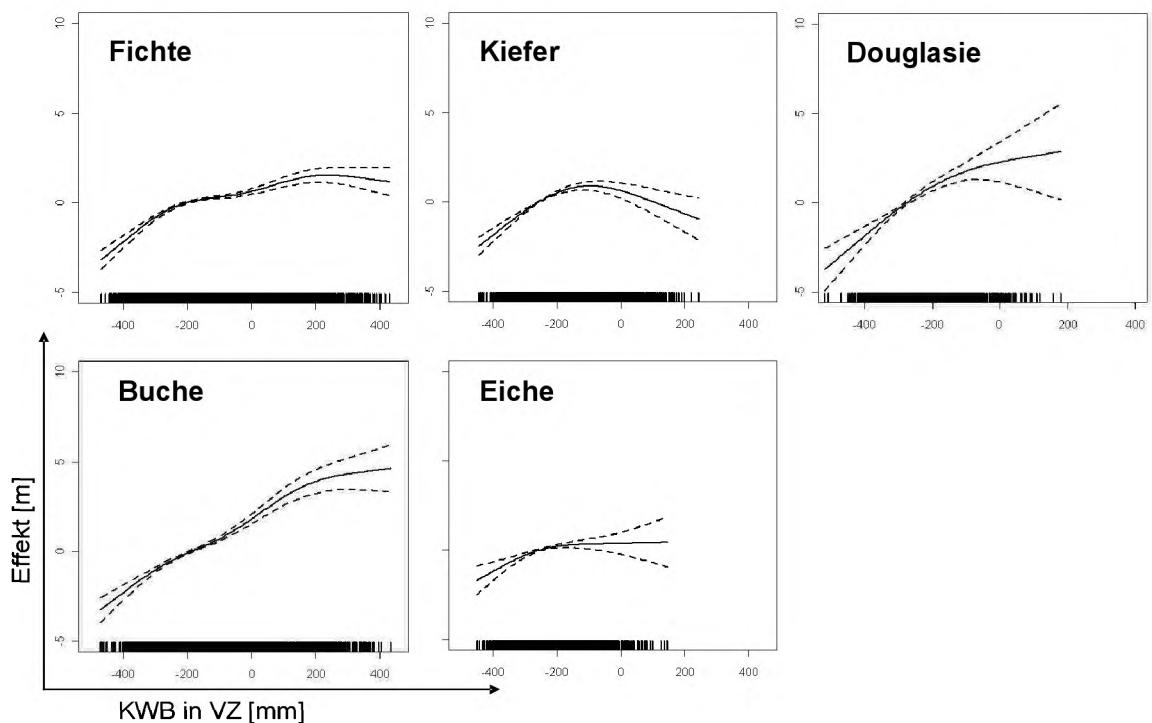


Abb. 1b: Nicht-linearer Effekt der klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationszeit auf die Mittelhöhenbonität der fünf Baumarten.

Der Effekt der klimatischen Wasserbilanz ist für die Baumart Buche über den gesamten Wertebereich fast gleichmäßig ansteigend und erst im oberen Bereich abflachend (Abb. 1b). Die Effekte bei den anderen Baumarten zeigen bereits bei ca. -200 mm ein deutliches Abflachen. Der nicht monoton steigende Effekt der klimatischen Wasserbilanz bei der Baumart Kiefer erscheint biologisch nicht sinnvoll, ist jedoch durch die vorliegenden (unbalancierten) Kombinationen der einzelnen Einflussfaktoren im Parametrisierungsdatensatz erklärbar. Kiefernbestände mit einer klimatischen Wasserbilanz größer -100 mm finden sich ein höherer Anteil an Hochlagenstandorten, die im Mittel eine geringere Bonität aufweisen. Diese geringere Leistungsfähigkeit trotz besserer Wasserversorgung als im Tiefland wird im Modell eben auch durch das Absinken des Effektes der klimatischen Wasserbilanz beschrieben und nicht ausschließlich über den Temperatureffekt. Abhilfe könnte hier der Einsatz neuer Modellierungsmethoden mit monoton steigenden Effekten bieten und für Prognosen eine bessere biologische Plausibilität gewährleisten (BREZGER, 2005, S. 83ff).

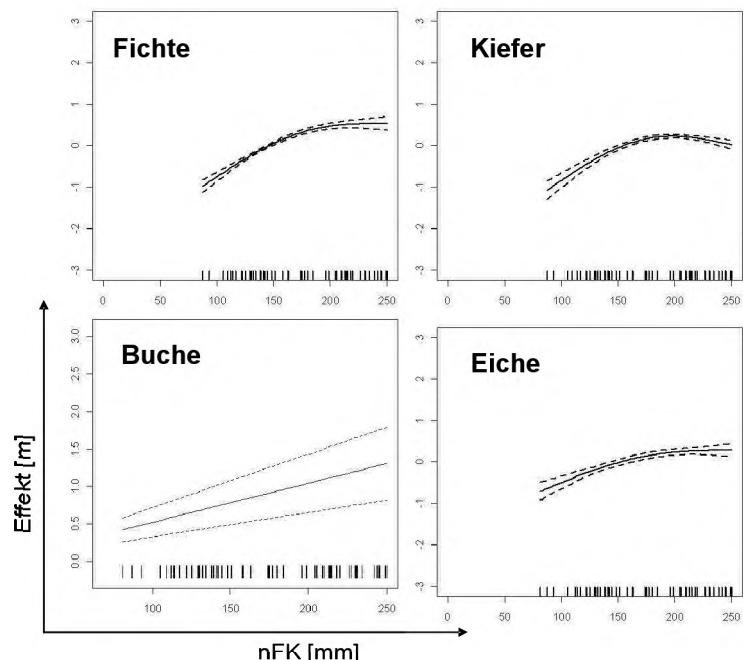


Abb. 1c: Nicht-linearer bzw. linearer (Buche) Effekt der nutzbaren Feldkapazität auf die Mittelhöhenbonität der vier Baumarten.

Der Effekt der nutzbaren Feldkapazität auf die Standortleistungsfähigkeit ist im Vergleich zum Effekt der Temperatursumme und der klimatischen Wasserbilanz recht gering (Abb. 1c). Die nutzbare Feldkapazität ist dennoch eine wichtige Kenngröße, da sie hilft, zwischen Standorten mit ähnlichen Niederschlags- und Temperaturverhältnissen aber unterschiedlichen Bodenarten zu differenzieren.

Die Stickstoffdepositionsrate hat einen großen Effekt auf die Standortleistungsfähigkeit (Abb. 1d). Allerdings weist sie eine starke räumliche Abhängigkeit auf, mit Werten in Nordwestdeutschland zwischen 6000 und 8000 eq/ha/a und Werten zwischen 700 und 5000 eq/ha/a im übrigen Bundesgebiet (AHRENDS, 2010).

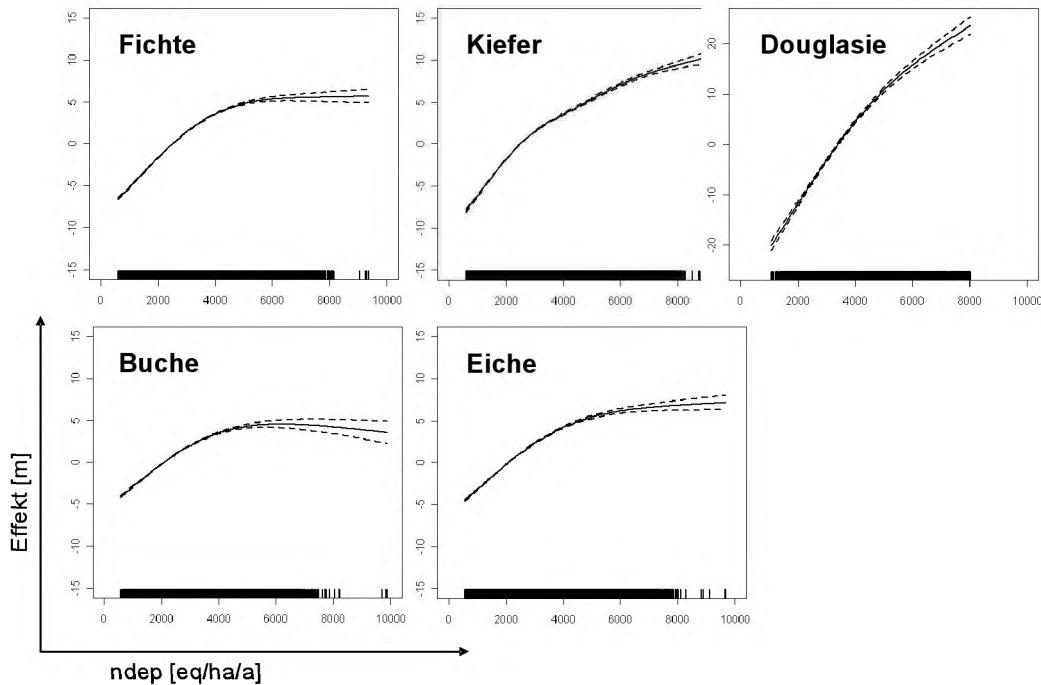


Abb. 1d: Nicht-linearer Effekt der Stickstoffdepositionsrate auf die Mittelhöhenbonität der fünf Baumarten.

3.2 Szenariosimulationen

Die mögliche Dynamik der Standortleistungsfähigkeit unter Klimawandel wird in Szenariosimulationen untersucht. Dabei werden die Klimabedingungen für drei 30-jährige Prognoseperioden von 2010 bis 2100 unter dem Szenario A1B in der trockenen Variante (IPCC, 2007) mit dem regionalen Klimamodell WETTREG (SPEKAT et al., 2006) projiziert. Während sich somit die Temperatursummen und klimatischen Wasserbilanzen der Standorte in der Szenariosimulation verändern, werden die übrigen erklärenden Modellvariablen als konstant angenommen. Der Boden wird zu Beginn der Vegetationszeit als wassergesättigt angesehen, die nutzbare Feldkapazität steht somit in vollem Umfang zur Verfügung. Die zukünftige Stickstoffdepositionsrate wird ebenfalls nicht dynamisch modelliert, sondern geht in Zukunftszenarien mit dem Wert des Jahres 2004 ein. Dieser Überlegung liegt die Annahme zugrunde, dass selbst bei abnehmenden Stickstoffeinträgen die Böden mittelfristig als stickstoffgesättigt angesehen werden können. Die Verfügbarkeit der Bodennährstoffe wird sich unter Klimawandel verändern (vgl. AHRENDS, 2010). Im Modell wird diese aber vorerst als konstant angenommen.

Mit Hilfe der klimasensitiven Standort-Leistungs-Modelle kann die aktuelle und zukünftige Leistungsfähigkeit jedes beliebigen Standortes für die fünf Baumarten in Deutschland geschätzt werden.

3.3 Anwendungsbeispiele

Beispielhaft wird die Veränderung des Standort-Leistungs-Bezuges für sämtliche aktuellen Fichten- bzw. Buchenvorkommen auf Basis der BWI und BI dargestellt (Abb. 2a bis d).

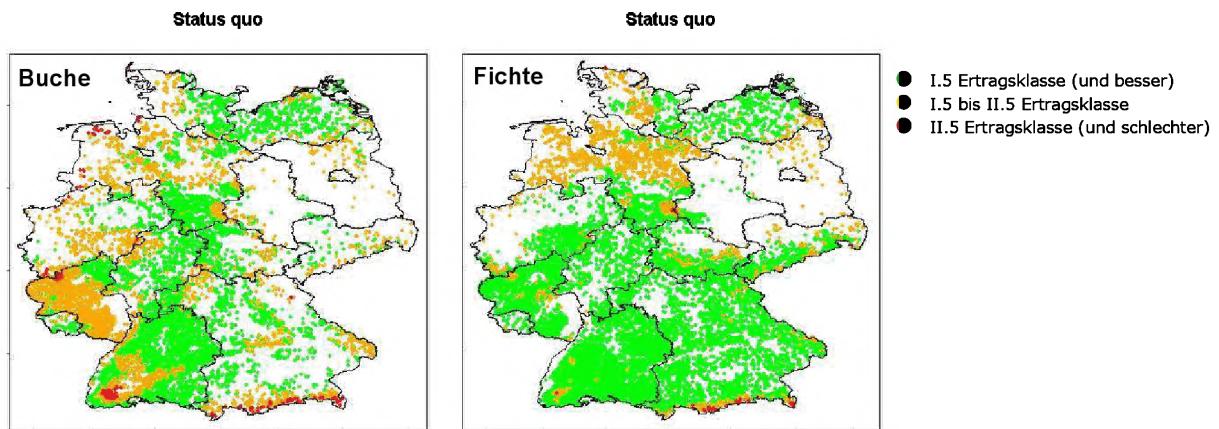


Abb. 2a: Status quo der räumlichen Verteilung der Standort-Leistungsfähigkeit der Baumarten Buche und Fichte.

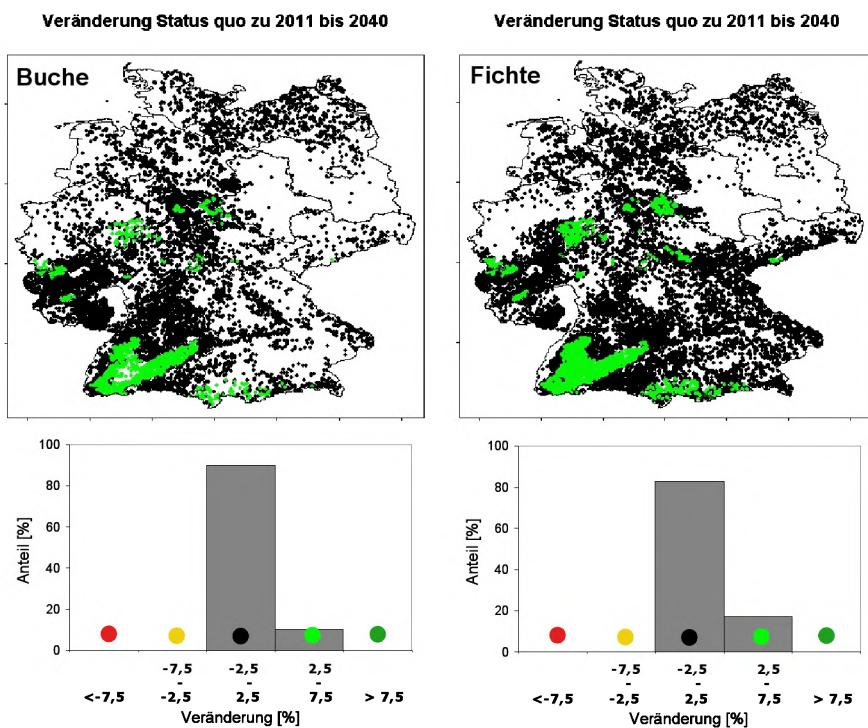


Abb. 2b: Dynamik der Standortleistungsfähigkeit für die Baumarten Buche (links) und Fichte (rechts) unter Szenario A1B – trockene Variante für die Prognoseperiode 2011 bis 2040. Die Häufigkeitsdiagramme zeigen jeweils die relativen Anteile in den fünf Klassen der Veränderung der Standort-Leistungsfähigkeit.

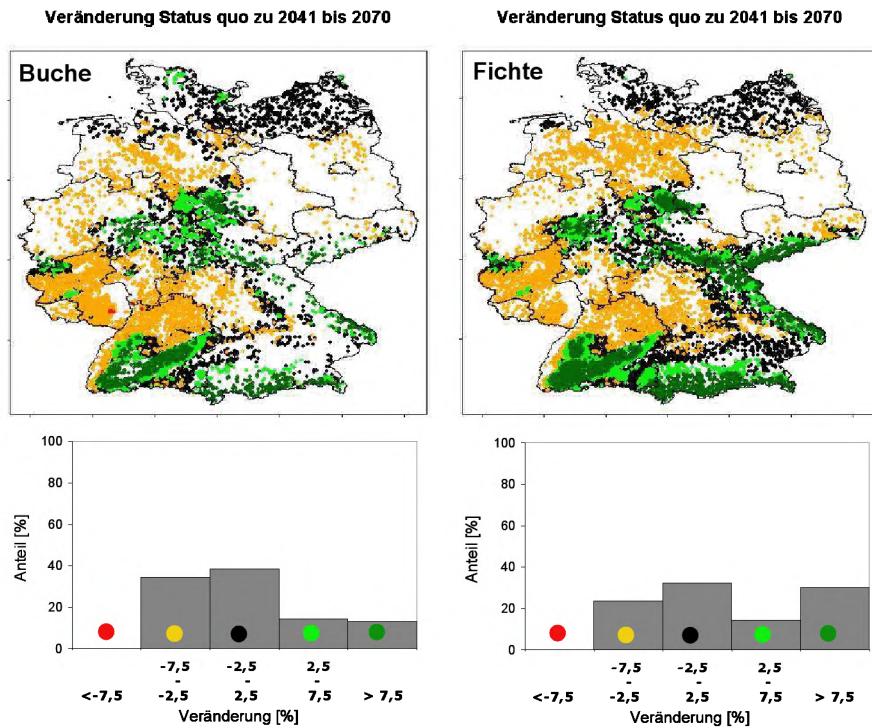


Abb. 2c: Dynamik der Standortleistungsfähigkeit für die Baumarten Buche (links) und Fichte (rechts) unter Szenario A1B – trockene Variante für die Prognoseperiode 2041 bis 2070. Die Häufigkeitsdiagramme zeigen jeweils die relativen Anteile in den fünf Klassen der Veränderung der Standort-Leistungsfähigkeit.

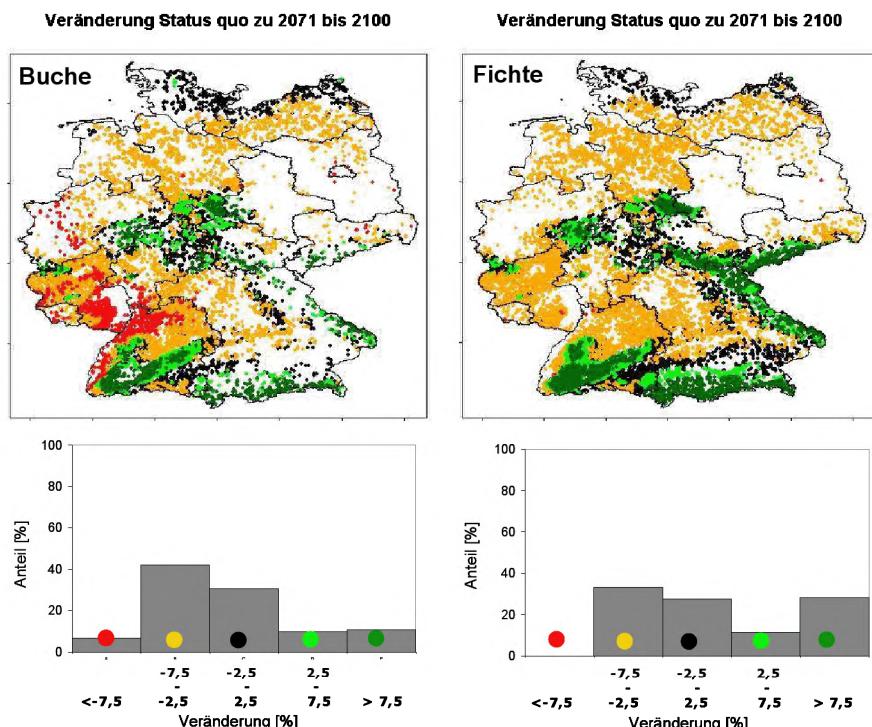


Abb. 2d: Dynamik der Standortleistungsfähigkeit für die Baumarten Buche (links) und Fichte (rechts) unter Szenario A1B – trockene Variante für die Prognoseperiode 2071 bis 2100. Die Häufigkeitsdiagramme zeigen jeweils die relativen Anteile in den fünf Klassen der Veränderung der Standort-Leistungsfähigkeit.

Die Veränderung der Standortleistungsfähigkeit, eingeteilt in fünf Klassen, zwischen dem Status quo (Periode 1981-2010) und der jeweils betrachteten Prognoseperiode ist in Abb. 2 b bis d illustriert. Für die erste Prognoseperiode 2011 bis 2040 wird für die Mehrzahl der aktuellen Buchen- und Fichtenstandorte keine oder nur

eine geringfügige Veränderung der Standortleistungsfähigkeit prognostiziert (Klasse -2,5% bis 2,5% Veränderung). Für Standorte in den Hochlagen der Mittelgebirge und Alpen wird eine positive Auswirkung der Klimaveränderung prognostiziert. In der ersten Prognoseperiode wird für keinen Standort eine Abnahme der Leistungsfähigkeit geschätzt. Die Prognose für die zweite Periode von 2041 bis 2070 fällt deutlich differenzierter aus. Während weiterhin die Hochlagen stark bis sehr stark von steigenden Temperaturen profitieren, führt der nachlassende Niederschlag in tieferen Lagen zu prognostizierten Produktivitätsverlusten. Die beiden betrachteten Baumarten Buche und Fichte zeigen dabei ähnliche Reaktionsmuster. In der dritten Periode von 2071 bis 2100 werden insbesondere für die Buche auf knapp 7% der Standorte starke Verluste der Leistungsfähigkeit prognostiziert. Die meisten heutigen Fichtenstandorte scheinen auch in der dritten Periode noch keine drastische Einbuße in der Leistungsfähigkeit zu erleiden. Aufgrund der ganz anderen heutigen Verteilung über die Höhenstufen werden bis in die dritte Periode für die Fichte deutlich höhere Standortanteile mit Produktivitätssteigerung (mehr als 7,5% Steigerung auf über 28% der Standorte) im Vergleich zur Buche (10,6% der Standorte) prognostiziert.

3.3.1 Veränderung der Standortleistungsfähigkeit entlang eines Höhengradienten

Die gegenläufigen Auswirkungen einer Temperaturerhöhung mit ihrem positiven Effekt auf die Standortleistungsfähigkeit und eines das Wuchspotenzial dämpfenden Niederschlagsrückganges lassen sich entlang eines Höhengradienten gut beobachten. Am Beispiel der Wälder zwischen Rheintalgraben, Schwarzwald und Schwäbischer Alb soll dies verdeutlicht werden (Abb. 3a und b).

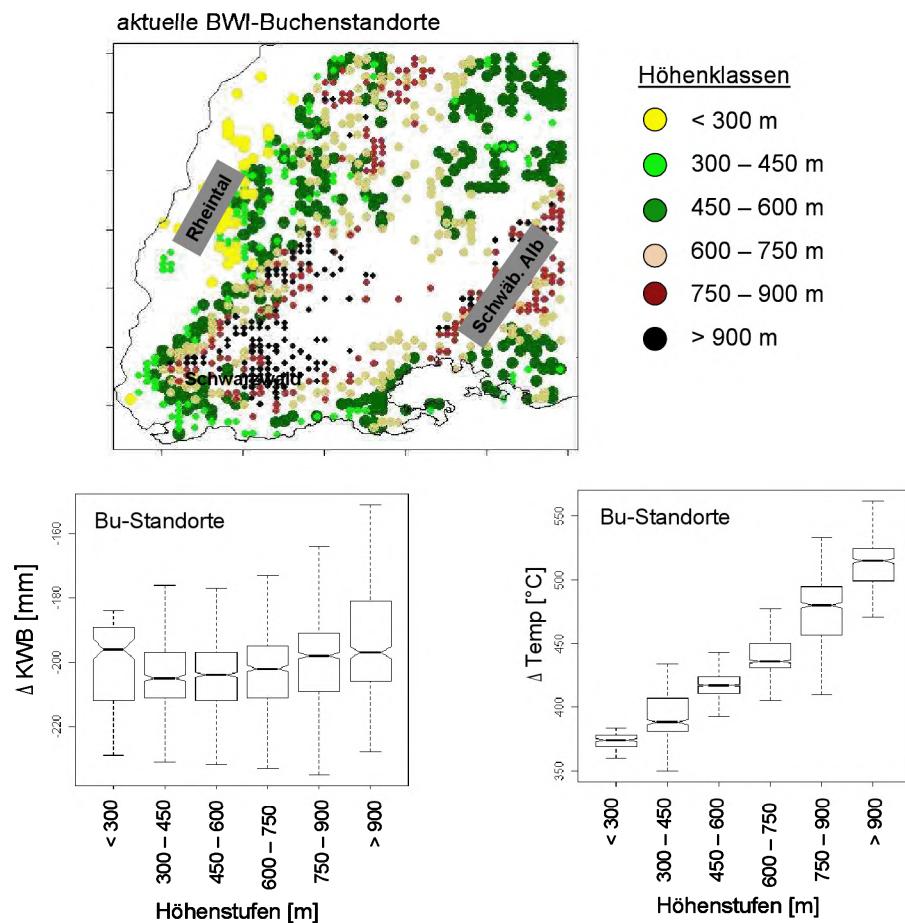


Abb. 3a: Die aktuellen BWI-Buchenstandorte im Bereich Rheintalgraben, Schwarzwald, Schwäbische Alb (oben) und die korrespondierenden Veränderungen der klimatischen Wasserbilanz (unten links) und der Temperatursumme in der Vegetationszeit (unten rechts) zwischen Status quo und der Prognoseperiode 2071 bis 2100 unter dem Szenario A1B – trockene Variante.

Im Untersuchungsgebiet Rheintal-Schwarzwald-Schwäbische Alb weist die aktuelle Niederschlagssumme in der Vegetationszeit einen deutlichen Anstieg mit zunehmender Höhenlage auf. Umgekehrt sinkt die Temperatursumme in der Vegetationszeit, je höher der Standort liegt. Die Temperaturunterschiede in den verschiedenen Höhenlagen der aktuellen Buchenstandorte werden unter Szenario A1B mit der Zeit geringer werden, da Standorte der oberen Lagen eine überproportionale Temperaturerhöhung (Standorte über 900 m ca. + 28%) gegenüber tieferen Lagen (Standorte unter 300 m ca. + 15%) erfahren (Abb. 3a). Die Projektion der klimatischen Wasserbilanz unter dem Szenario A1B – trockene Variante weist keinen eindeutigen Trend über der Höhenlage auf. Vielmehr nimmt die

klimatische Wasserbilanz in der Vegetationszeit auf allen aktuellen Buchenstandorten im Mittel um ca. -190 bis -210 mm ab. Die Veränderung der klimatischen Parameter auf den aktuellen Standorten der anderen Baumarten weist ähnliche Trends auf.

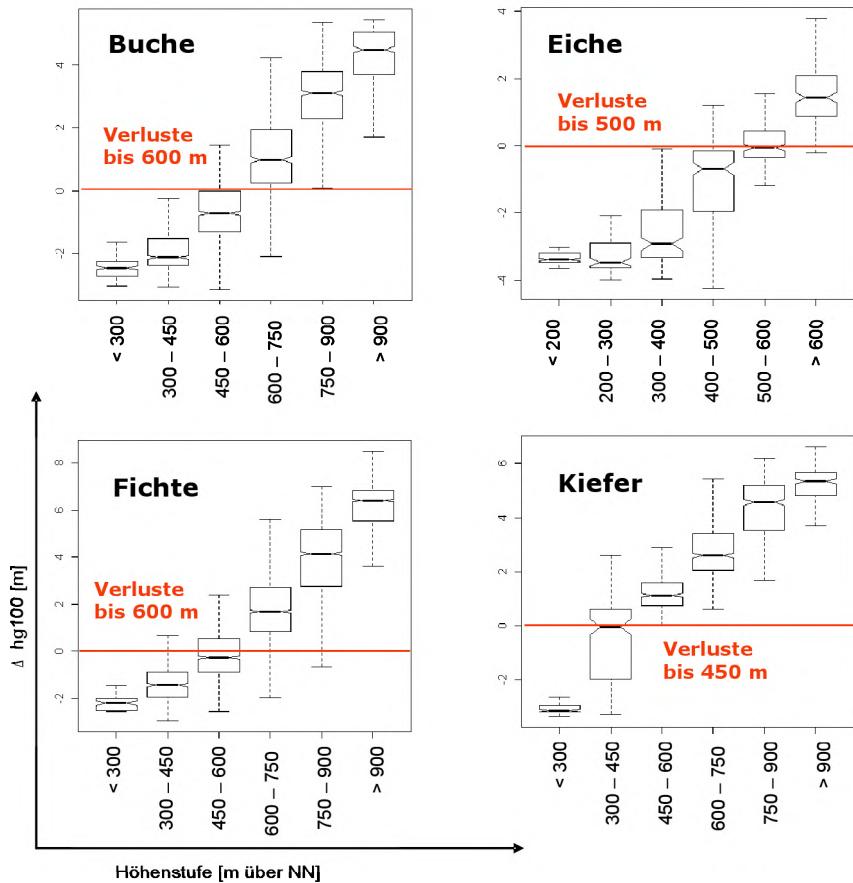


Abb. 3b: Veränderung der Mittelhöhenbonität zwischen Status quo und der Prognoseperiode 2071 bis 2100 (Δ hg100) über den Höhenstufen im Untersuchungsgebiet Rheintal-Schwarzwald-Schwäbische Alb für die aktuellen Standorte der Baumarten Buche, Eiche, Fichte und Kiefer.

Obwohl die Baumarten sehr ähnliche Reaktionsmuster auf Temperaturerhöhung und verstärktes Wasserdefizit zeigen (vgl. Abb. 1a und b), verdeutlicht die Analyse der klimabedingten Veränderung der Standortleistungsfähigkeit entlang eines Höhengradienten artspezifische Unterschiede (Abb. 3b). Während Buchen- und Fichtenstandorte unter dem Szenario A1B – trockene Variante bis zur Prognoseperiode 2071 – 2100 Produktivitätsverluste in Höhenlagen bis 600 m erleiden, profitieren die an Trockenheit besser adaptierten Baumarten Kiefer und Eiche bereits ab Höhenlagen von ca. 500 m. Den regionalen Einfluss verdeutlicht ein Vergleich mit den Ergebnissen eines Höhengradienten im Harz, wo die Buche und Fichte bereits ab Höhenlagen von 450 m und die Kiefer ab 300 m von der projizierten Klimaveränderung unter Szenario A1B profitiert.

3.3.2 Produktivitätsgewinne und –verluste der Buche

Für strategische forstplanerische Fragestellungen ist eine baumartspezifische, flächengewichtete Analyse der Produktivitätsveränderung aussagekräftig. Regionale Unterschiede einer solchen Auswertung werden am Beispiel der Baumart Buche verdeutlicht. Die Berechnungsgrundlage sind sämtliche aktuellen BWI-Buchenstandorte, wobei potenzielle Flächenverluste bzw. –gewinne der Baumart bis zum Jahr 2100 nicht berücksichtigt werden. Eine Übersicht der Produktivitätsgewinne und –verluste auf Wuchsgebietsebene für die Bundesrepublik Deutschland bietet Abb. 4.

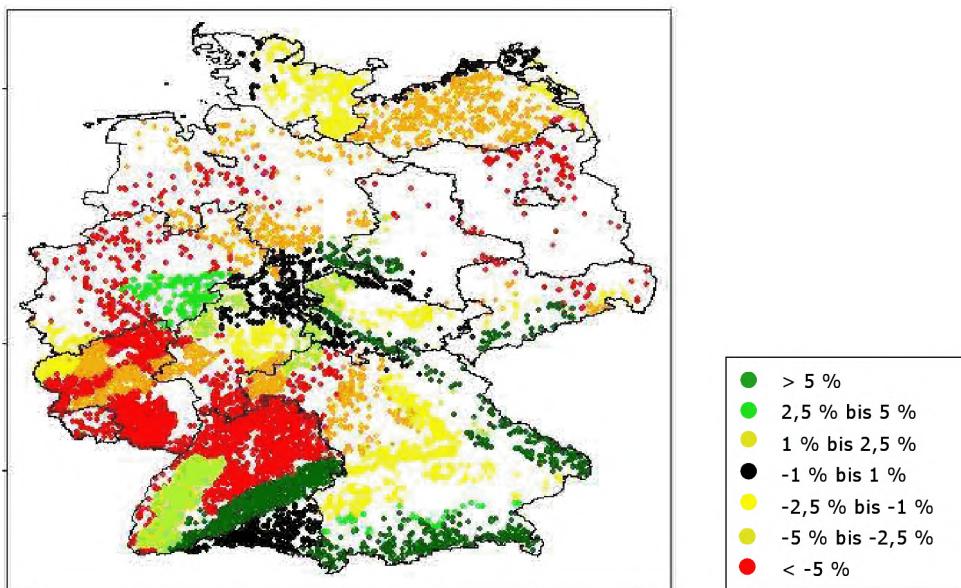


Abb. 4: Produktivitätsgewinne und –verluste auf den aktuellen BWI-Buchenstandorten in der Bundesrepublik Deutschland auf Wuchsgebietsebene unter dem Szenario A1B – trockene Variante zwischen Status quo und der Prognoseperiode 2071 bis 2100.

Auf der Wuchsgebietsebene werden aufgrund der unterschiedlichen BWI-Verdichtungsgebiete flächengewichtete Summen der relativen Produktionsveränderungen an jedem aktuellen BWI-Buchenvorkommen vom Status quo und der Prognoseperiode 2071 bis 2100 gebildet. Im Mittel beträgt die Produktivitätsveränderung -0,6% für die Bundesrepublik Deutschland, auf Wuchsgebietsebene zeigen sich die starken regionalen Unterschiede mit Verlusten von mehr als 5% aber auch Gewinnen von über 5%.

Die negative Wirkung zunehmender Trockenheit zeigt sich beispielhaft im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland und Rhein-Main-Ebene. Das Klimamodell WETTREG sagt für dieses Wuchsgebiet unter dem Szenario A1B – trockene Variante ein Absinken der klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationszeit von heute -334 mm auf -526 mm in der Periode 2071 bis 2100 voraus (-58%). Die Temperatursumme steigt in dieser Bilanz um 15 %. Das dramatisch verstärkte Wasserdefizit resultiert in einem prognostizierten Rückgang der Produktivität der Baumart Buche in diesem Wuchsgebiet von -7,6 % (Mittelhöhenbonität von 30,3 m auf 28,0 m).

Die gegenläufige Tendenz einer positiven Wirkung des projizierten Temperaturanstieges ist im Wuchsgebiet Harz feststellbar. Der leistungsfördernde Effekt der 21%-igen Temperatursummensteigerung in der Vegetationszeit bis 2100 überkompenziert den negativen Effekt durch das Absinken der klimatischen Wasserbilanz von -184 mm auf -363 mm. Insgesamt wird für die heutigen Buchenstandorte im Wuchsgebiet Harz eine Produktivitätssteigerung von im Mittel 8,8 % prognostiziert (Mittelhöhenbonität von 29,7 m auf 32,2 m).

4 Diskussion und Ausblick

Die Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges mit Hilfe verallgemeinerter additiver Modelle unter Berücksichtigung nicht-linearer Effekte stellt einen flexiblen Ansatz dar, die unterschiedlichen klimatischen und bodenkundlichen Einflussfaktoren simultan zu quantifizieren. Dies ermöglicht eine Ursachenanalyse der prognostizierten Leistungsminderungen bzw. -steigerungen. Des Weiteren können die unterschiedlichen, baumartspezifischen Reaktionen auf sich verändernde Klimabedingungen verglichen werden, um quantitative Aussagen für eine Entscheidungsunterstützung in der waldbaulichen Planung zu ermöglichen.

An die Datenbasis für das statistische Modell wurde die Anforderung gestellt, dass möglichst alle klimatischen Kombinationen innerhalb Deutschlands von kalt-nass über warm-nass und warm-trocken vertreten sind. Nur so ist gewährleistet, dass sich im Rahmen von Szenariorechnungen unter Klimawandel die Prognosen möglichst lange im Parametrisierungsbereich bewegen. Trotzdem erreichen die Modelle unter extremen Klimaszenarien und bei langen Prognosezeiträumen den Extrapolationsbereich. Die nicht-linearen Splinefunktionen gewährleisten hier durch die Selektion der Basisdimension jedoch eher „konservative“ Prognosen, d.h. kein steiles Ansteigen oder Abfallen der Effekte. So nähert sich im oberen Temperatursummenbereich der Effekt einer Asymptote (vgl. Abb. 1a). Der Effekt der klimatischen Wasserbilanz bricht bei zunehmenden Wasserdefizit im Extrapolationsbereich nicht drastisch ein, sondern setzt den beobachteten Trend trotz sehr breiter Konfidenzintervalle kontinuierlich fort (vgl. Abb. 1b).

Die sehr allgemeinen Ergebnisse der Abschnitte 3.3.1 und 3.3.2 dienen in erster Linie dazu, die Analysemöglichkeiten der klimasensitiven Standort-Leistungs-Modelle zu demonstrieren. Für konkrete waldbauliche Empfehlungen müssen die Untersuchungsgebiete entsprechend der jeweiligen Fragestellung feiner

untergliedert werden, z.B. würde man im Beispiel des Abschnittes 3.3.1 zwischen der West- und Ostabdachung des Schwarzwaldes differenzieren und die Datengrundlage der aktuellen baumartspezifischen Standorte um potenziell für die entsprechende Baumart geeignete Standorte erweitern, um potenzielle Flächenverluste bzw. -gewinne quantifizieren zu können.

Die relativ kurze Zeitspanne weniger Jahrzehnte, für die eine drastische Temperaturerhöhung bzw. dramatischer Rückgang der Sommerniederschläge in Mitteleuropa projiziert wird (IPCC, 2007), stellt die klimasensitive Standort-Leistungs-Modellierung vor große Probleme. Während Analogieschlüsse –die zukünftigen klimatischen Bedingungen eines Gebiet gleichen den heutigen Klimabedingungen eines anderen Gebietes- sowohl mit Hilfe statistischer als auch ökophysiologischer Modelle leicht durchführbar sind (vgl. z.B. PUSSINEN et al., 2009, KRAMER et al., 2010), gibt es keine Beobachtungen, die z.B. eine Temperaturerwärmung um mehrere °C innerhalb einer Baumgeneration beschreiben. Die zeitliche Dynamik des projizierten Klimawandels zeigt somit eine klare Modellgrenze auf. Wie Wälder auf diese rasante zeitliche Dynamik reagieren, kann mit statistischen Modellen nicht abgebildet werden und etwaige Anpassungsmechanismen können auch in ökophysiologischen Modellen derzeit nur unzureichend integriert werden (WEISKITTEL et al., 2010).

Die vorgestellten statistischen Standort-Leistungsmodelle bieten eine größtmögliche Präzision (Standardfehler) und geringe Verzerrung (Bias) bei der Beschreibung der Antwortvariablen (VANCLAY, 1994), während ökophysiologische Modellansätze den Vorteil eines besseren Verständnisses des kausalen Wirkungsgefüges und damit einer größeren Verallgemeinerbarkeit haben (SHARPE, 1990). Ziel der Weiterentwicklung klimasensitiver Standort-Leistungs-Modelle ist ein Hybridansatz, der die Vorteile beider Modellphilosophien vereinigt (LANDSBERG, 2003; PINJUV, 2008; WEISKITTEL et al., 2010). Hybridmodelle enthalten mechanistisch modellierte Umweltkomponenten, die in ein empirisches Wuchsmodell integriert werden. Erste Beispiele in der Hybridmodellierung sind vielversprechend (z.B. PINJUV et al., 2006; WEISKITTEL et al., 2010).

Im Fall der klimasensitiven Standort-Leistungs-Modellierung erscheint es insbesondere notwendig, ökophysiologische Erkenntnisse zu Trockenstressreaktionen in einen Hybridansatz zu integrieren. Des Weiteren soll versucht werden, die erklärende Variable CO₂-Konzentration ebenfalls in einem Hybridmodell zu verwenden. Viele Untersuchungen quantifizieren den Effekt erhöhter CO₂-Konzentrationen auf das Waldwachstum, allerdings mit zum Teil widersprüchlichen Ergebnissen (z.B. NOWAK et al., 2004; AINSWORTH und LONG, 2005; KÖRNER et al., 2005; KÖRNER, 2006; HANDA et al., 2006). Die Verwendung der CO₂-Konzentration als erklärende Variable in einer niedersächsischen Variante des vorgestellten empirischen Standort-Leistungs-Modells resultieren in deutlich höheren Bestimmtheitsmaßen, allerdings führen Prognosen zu unrealistisch hohen Mittelhöhenbonitäten im Extrapolationsbereich (vgl. ALBERT und SCHMIDT, 2010).

Die in diesem Beitrag dargestellten Ergebnisse beruhen auf der Projektion eines Klimaszenario, die mit einem regionalen Klimamodell berechnet wurde. Waldbauliche Schlussfolgerungen und verallgemeinernde Aussagen sind auf dieser Basis allein nicht zulässig. Vielmehr müssen für eine verantwortungsvolle Entscheidungsunterstützung für die Forst- und Holzwirtschaft Ensemblerechnungen mehrerer Klimamodelle und Klimaszenarien durchgeführt werden. Nur so lassen sich sichere Prognosekorridore erstellen und mögliche Modellfehler und Unsicherheiten in der Vorhersage der Klimaveränderung abfangen (BECKER, 2009; WALKENHORST u. STOCK, 2009).

Die Forstplanung hatte immer Entscheidungen unter Unsicherheit zu treffen. Aber bisher zielte die Waldbewirtschaftung immer auf die Anwendung bewährter Maßnahmen der nachhaltigen Waldnutzung. Vor dem Hintergrund des rasanten anthropogen verursachten Klimawandels fordern neuerdings Experten einen Paradigmenwechsel hin zu einer proaktiven Waldbewirtschaftung, die noch mehr die erhöhten Unsicherheiten und größeren Risiken berücksichtigt und auf Veränderungen schnell und innovativ reagiert (CARLE et al., 2008).

5 Zusammenfassung

Das vorgestellte Forschungsvorhaben ist der waldwachstumskundliche Teil des BMBF-Verbundprojektes „Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Decision Support System Wald und Klimawandel (DSS-WuK)“. Ziel ist die klimasensitive Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges für die Baumarten Buche, Eiche, Fichte, Kiefer und Douglasie. Der verallgemeinerte additive Modellansatz ermöglicht die Quantifizierung linearer und nicht-linearer Effekte der Einflussgrößen Temperatursumme und klimatische Wasserbilanz in der Vegetationszeit, Bodennährstoffe, nutzbare Feldkapazität und Stickstoffdeposition sowie der geografischen Lage auf die baumartspezifische Standortleistungsfähigkeit. Die Modelle sind für das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland parametrisiert. Die klimasensitiven Standort-Leistungs-Modelle dienen dazu, das Wuchspotenzial verschiedener Baumarten für waldbauliche Entscheidungen zu vergleichen. Die Veränderung der Standortleistungsfähigkeit unter Klimawandel wird in Szenariosimulationen exemplarisch dargestellt.

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 Herrn Ahrends für die Bereitstellung der Stickstoffdepositionsrationen, der Bodennährstoffinformationen und der nutzbaren Feldkapazität.

Literatur

- AHRENDS, B., MEESBURG, H., JANSEN, M. AND DORING, C., 2008. Dynamic modeling of forest management effects on N retention and output at three catchments at the Harz Mountains, Germany. Eurosoil Congress Vienna, Austria. August 25-29 2008.
- AHRENDS, B., 2010: Entwicklung eines dynamischen Standortmodells auf der Basis flächenhafter Standortsdaten. 3. Zwischenbericht des BMBF-Verbundprojektes „Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Decision Support System Wald und Klimawandel“. S. 10-19.
- AINSWORTH, E.A. AND LONG, S.P., 2005. What have we learned from 15 years of free air CO₂ enrichment (FACE)? A meta-analytic review of the responses of photosynthesis, canopy properties and plant production to rising CO₂. *New Phytol.*, 165: pp. 351-372.
- AK STANDORTSKARTIERUNG, 1996. Forstliche Standortsaufnahme. AG Forsteinrichtung, 5th edition, IHW Verlag Eching. 352 S.
- ALVETEG, M., WALSE, C. AND WARFVINGE, P., 1997. Reconstructing Historic Atmospheric Deposition and Nutrient Uptake from Present Day Values Using MAKEDEP. *Water, Air, and Soil Pollution*, 104: pp. 269-283.
- ALBERT, M. AND SCHMIDT, M., 2010: Climate-sensitive modelling of site-productivity relationships for Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and common beech (*Fagus sylvatica* L.). *Forest Ecol. Manage.* 259: 739-749 (doi: 10.1016/j.foreco.2009.04.039)
- 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.-07.05.2008. S. 32-43.
- BECKER, P., 2009: Präsentation auf dem KlimaMORO-Expertenworkshop „Regionale Klimamodellierung für Anpassungsstrategien“, 05.10.2009 in Bonn.
- BREZGER, A., 2005: Bayesian P-Splines in Structured Additive Regression Models. Dissertation an der Fakultät für Mathematik, Informatik und Statistik der LMU München. 183 S.
- CARLE, J., LOBOVIKOV, M., HANELL, B., KUSHLIN, A., SCHOENE, D. AND BERNIER, P., 2008. Adaptation of Forests and Forest Management to Changing Climate with Emphasis on Forest Health: A Review of Science, Policies and Practices. Conference Report. <http://www.forestadaptation2008.net/home/en/>
- CZAJKOWSKI, T., AHRENDS, B. UND BOLTE, A., 2009: Critical limits of soil water availability (CL-SWA) for forest trees – an approach based on plant water status. *Landbauforschung – vTI Agriculture and Forestry Research* 2(59): S. 87-94.
- ELFVING, B. AND NYSTRÖM, K., 1996: Stability of Site Index in Scots Pine (*Pinus sylvestris*, L.) Plantations over Year of Planting in the Period 1900-1977 in Sweden. In: SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., AND SKOVSGAARD, J.P. (Eds.): *Growth Trends in European Forests*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg New York. pp. 71-78.
- ELLENBERG, H., 1996: Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen. 5.Auflage. Verlag Ulmer Stuttgart: 1095 S.
- HANDA, I.T., KÖRNER, C. AND HÄTTENSCHWILER, ST., 2006. Conifer stem growth at the altitudinal treeline in response to four years of CO₂ enrichment. *Global Change Biology*, 12: pp. 2417-2430.
- HASTIE, T.J. AND TIBSHIRANI, R.J., 1990: Generalized Additive Models. Monographs on Statistics and Applied Probability 43. Chapman&Hall, London. 335 S.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE, 2007: Climate Change 2007: Synthesis Report. http://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar4/syr/ar4_syr.pdf: 73 S.
- 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.
- KÖRNER, C., 2006. Plant CO₂ responses: an issue of definition, time and resource supply. *New Phytol.*, 172: pp. 393-411.
- KÖRNER, C., ASSHOFF, R., BIGNUCOLO, O., HÄTTENSCHWILER, ST., KEEL, S.G., PELAEZ-RIEDL, S., PEPIN, S., SIEGWOLF, R.T.W. AND ZOTZ, G., 2005. Carbon Flux and Growth in Mature Deciduous Forest Trees Exposed to Elevated CO₂. *Science*, 309: pp. 1360-1362.
- KRAMER, K., DEGEN, B., BUSCHBOM, J., HICKLER, T., THUILLER, W., SYKES, M.T. UND DE WINTER W., 2010: Modelling exploration of the future of European beech (*Fagus sylvatica*, L.) under climate change – Range, abundance, genetic diversity and adaptive response. *For. Ecol. and Mgmt* 259: pp. 2213-2222.
- LANDSBERG, J., 2003: Modelling forest ecosystems: state of the art, challenges, and future directions. *Can. J. For. Res.* 33: pp. 385-397.
- MEHTÄLÄO, L., 2004: A longitudinal height-diameter model for Norway spruce in Finland. *Can.J.For.Res.*, Vol. 34: pp. 131-140.
- MENZEL, A., 1997: Phänologie von Waldbäumen unter sich ändernden Klimabedingungen – Auswertung der Beobachtungen in den Internationalen Phänologischen Gärten und Möglichkeiten der Modellierung von Phänodenaten. *Forstliche Forschungsberichte München*, Nr. 164: 147 S.
- 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.
- NOWAK, R.S., ELLSWORTH, D.S. AND SMITH, S.D., 2004. Functional responses of plants to elevated atmospheric CO₂ – do photosynthetic and productivity data from FACE experiments support early predictions? *New Phytol.*, 162: pp. 253-280.
- PINJUV, G.L., MASON, E.G., AND WATT, M., 2006: Quantitative validation and comparison of a range of forest growth model types. *For. Ecol. and Manage.* 236: pp. 37-46.
- PINJUV, G.L., 2008: Hybrid forest modelling. VDM Verlag. 224 S.

- PUSSINEN, A., G.J. NABUURS, H.J.J. WIEGERS, G.J. REINDS, G.W.W. WAMELINK, J. KROS, J.P. MOL-DIJKSTRA, W. DE VRIES, 2009: Modelling long-term impacts of environmental change on mid- and high-latitude European forests and options for adaptive forest management. *ForEcolMgmt*258: pp. 1806-1813.
- 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>
- RÖHLE, H., 1995: Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. Mitt. aus der Staatsforstverwaltung Bayerns, 48. Heft. 272 S.
- SCHADAUER, K., 1999: Oberhöhenbonität und Standort der Fichte nach Daten der Österreichischen Forstinventur. Mitteilungen der Forstl. Bundesversuchsanstalt Wien, Nr. 171: 135 S.
- SCHMIDT, M., 2008: Ein longitudinales Durchmesser-Höhenmodell für Fichte in Nordwestdeutschland. Jahrestagung des DVFFA, Sektion Ertragskunde, in Trippstadt vom 05. bis 07. Mai 2008.
- SCHMIDT, M., 2009: Ein longitudinales Höhen-Durchmesser Modell für Fichte in Deutschland. Tagungsband der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA vom 25.-27.05.2009 in Ascona, Schweiz, 69-82
- 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.
- SHARPE, P.J.H., 1990: Forest modelling approaches: compromises between generality and precision. In: Dixon, R.K., Mehldahl, R.S., Ruark, G.A., Warren, W.G. (eds.): Process modelling of forest growth responses to environmental stress. Timber Press: pp. 180 – 191.
- 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 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.
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., AND SKOVSGAARD, J.P., 1996: Growth Trends in European Forests. European Forest Institute Research Report No. 5, Springer: 368.S.
- STERBA, H., 1995: Forest decline and increasing increments: a simulation study. *Forestry*, Vol. 68, No. 2: pp. 153-163.
- UMWELTBUNDESAMT, 2007: Neue Ergebnisse zu regionalen Klimänderungen. Das statistische Regionalisierungsmodell WETTREG. <http://www.umweltbundesamt.de/uba-info-presse/hintergrund/Regionale-Klimaenderungen.pdf> : 27 S.
- VANCLAY, J.K., 1994. Modelling Forest Growth and Yield. Applications to Mixed Tropical Forests. CAB International, Wallingford UK: 312 pp.
- WALKENHORST, O. UND STOCK, M., 2009: Regionale Klimaszenarien für Deutschland. Eine Leseanleitung. E-Paper der Akademie für Raumforschung und Landesplanung (ARL), Nr. 6. 24 S.
- WEISKITTEL, A.R., MAGUIRE, D.A., MONSERUD, R.A., AND JOHNSON, G.P., 2010: A hybrid model for intensively managed Douglas-fir plantations in the Pacific Northwest, USA. *Eur J Forest Res* 129: pp. 325–338
- WILPERT, K.v., 1990: Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde : ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wasserstreußdisposition. Freiburger bodenkundl. Abhandlungen, Nr.24: 184 S.
- WOOD, S.N., 2006. Generalized additive models: an introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton: 391p.

Weiterentwicklung eines Kreisflächenzuwachmodells

Refining a basal area increment model

Georg Kindermann

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

Zusammenfassung

Bei der Integration von Temperatur und Niederschlag in ein bestehendes Kreisflächenzuwachsmodell wurde die Definition des Konkurrenzindex der Grundfläche der stärkeren Bäume (BAL) präzisiert, sodass dieser nun unabhängig von der Aufnahmeflächengröße der Modelleingangsdaten ist und auch bei langfristigen Modellläufen keiner Korrektur bedarf. Der Einfluss unterschiedlicher Methoden zur Koeffizientenbestimmung bei exponentiellen Regressionen wurde untersucht. Dabei zeigte sich, dass eine vorhergehende Linearisierung einen Trend bei den Vorhersagen verursacht. Dieser Trend war auch bei der Verwendung von Modellen mit gemischten Effekten bei vorhergehender Linearisierung zu beobachten. Verallgemeinerte lineare gemischte Modelle zeigten den selben Trend allerdings in stärkerer Ausprägung. Schätzungen mit nichtlinear bestimmten Koeffizienten zeigten recht gute Ergebnisse. Die besten Ergebnisse lieferte die Methode der verallgemeinerten linearen Regression wobei biasfreie Schätzungen nur unter Berücksichtigung der repräsentierten Stammzahl beobachtet werden konnten. Durch die Integration von Wetterdaten wurde die ursprüngliche Prognosedauer von fünf Jahren auf ein Jahr herabgesetzt, was zu keiner Verschlechterung der Prognosen während einer fünfzehnjährigen Modellaufzeit führte. Temperatur und Niederschlag leisten einen großen Beitrag bei der Prognose von Kreisflächenzuwachsen, wobei Schätzungen im Randbereich sowie außerhalb des Beobachtungsdatensatzes als vorläufige Übergangslösung betrachtet werden müssen.

Summary

On the way of including temperature and precipitation into an existing basal area increment model the definition of the competition index basal area of larger trees (BAL) has been refined to work independently from plot size of the input data and also for long time model runs. It has also been investigated in examining the effect of using different methods to estimate regression coefficients for exponential models. Linearization causes a trend in the prediction. This is also true for mixed effect regression models which have been brought to linear form. Generalized linear mixed effect models show strong skewed residuals. Estimates with nonlinear regression have not shown too bad results. The use of generalized linear models (GLM) shows the best result and biasfree estimates can be expected by weighting the observations with their representing stem number. The inclusion of weather data required to change from five year estimates to one year estimates. This did not increase the prediction error during a 15 year model run. Temperature and precipitation describe much of the observed increment but estimates on the border or extrapolation beyond the observed weather conditions will be tentative.

Einleitung

Aufgrund einer erwarteten Klimaveränderung stellt sich die Frage, wie sich Wälder im Zeitraum der Veränderung sowie dann unter geänderten Bedingungen verhalten. Für die Abschätzung der zu erwartenden Zuwächse bieten sich Waldwachstumsmodelle an. Diese können von statischen Tabellen, wie sie die Ertragstafeln darstellen, über Modelle mit einfachen Gleichungssystemen bis hin zu hoch komplexen Modellen mit unzähligen Wechselwirkungen und einer Vielzahl von Eingangsparametern reichen. Manche dieser Modelle verwenden beobachtete oder prognostizierte klimatische Bedingungen zur Voraussage der erwarteten Zuwächse. Das Kreisflächenzuwachsmode von MONSERUD und STERBA (1996), welches im Waldwachstumssimulator PrognAus Verwendung findet, verwendet derzeit keine klimabeschreibenden Eingangsvariablen. In dieser Arbeit sollen Temperatur- und Niederschlagswerte in das bestehende Kreisflächenzuwachsmode integriert werden.

Die derzeit im Modell verwendeten Koeffizienten stammen aus HASENAUER (2000) und wurden mit Hilfe der Daten der Österreichischen Waldinventur bestimmt, welche in erweiterter Form auch für diese Arbeit zur Verfügung standen. Das ursprüngliche Modell wurde von LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) um die Splitting-Methode erweitert, die es erlaubt bei der Aneinanderreihung mehrerer Fünfjahresprognosen plausible Ergebnisse zu liefern. Es soll untersucht werden, warum die Splitting-Methode für langfristige Prognosen nötig ist bzw. sollen Alternativen aufgezeigt werden.

Die Arbeiten von STERBA et al. (2001 und 2002) und VOSPERNIK und STERBA (2001) zeigten, dass die geschätzten Zuwächse in Mischbeständen unter- und in Reinbeständen überschätzt, sowie große Zuwächse unter- und kleine Zuwächse überschätzt werden, wobei letzteres ebenfalls auf einen Mischungseffekt zurückgeführt wurde. Aufgrund dieser Beobachtungen wurde zum einen der Eingangsparameter Grundfläche der stärkeren Bäume (BAL – Basal area of larger trees – Wykoff 1983), welcher einen der verwendeten Konkurrenzmaße darstellt, untersucht. Zum anderen wurden unterschiedliche Methoden der Koeffizientenbestimmung verglichen, welche ebenfalls Prognosetrends verursachen können.

Problemstellung

Die einzelbaumweise Abschätzung der Kreisflächenentwicklung kann als zentrale Problemstellung dieser Arbeit angesehen werden. Als Eingangsgrößen für das Kreisflächenzuwachsmodell sollen Baumdimension (z.B. Brusthöhendurchmesser (BHD), Höhe, Kronenlänge), die Konkurrenzsituation und standortsbeschreibende Faktoren dienen. Das Kreisflächenzuwachsmodell von MONSERUD und STERBA (1996) soll um die Standortsfaktoren Temperatur und Niederschlag erweitert werden. Die Entscheidung, ein bereits bestehendes Modell um Klimavariablen zu erweitern anstatt ein neues zu entwickeln, wurde aufgrund der sich derzeit auf mehr als 15 Jahre belaufenden Entwicklungs- und Verwendungsdauer dieses Modells in Österreich gefällt. Wenn man bedenkt, dass die Grundidee dieses Modells auf der Arbeit von STAGE (1973) basiert, kann eine Entwicklungszeit von beinahe 40 Jahren angenommen werden. In dieser Zeit wurde das Modell stets erweitert, Fehler behoben und verbessert. Zusätzlich liegt eine Implementierung dieser Funktion in einem lauffähigen Waldwachstumssimulator vor.

Aufgrund der Integration von Wetterdaten, welche üblicherweise als Tageswerte vorliegen, sollte die derzeit fünfjährige Prognosedauer überdacht werden, sodass Wetterdaten auf einen längeren Zeitraum aggregiert werden und die Zuwächse auf kürzere Zeiträume aufgeteilt werden. Welchen Effekt eine Prognosezeitverkürzung auf die Modellqualität hat, soll untersucht werden.

Nachdem ein bestimmter Funktionstyp ausgewählt wurde ($y = e^{a+b \cdot x}$), stehen in der Regel mehrere Wege offen, um die Koeffizienten dieser Funktion zu schätzen. HASENAUER (2000) beschreibt die Möglichkeit der Linearisierung ($\ln(y) = a + b \cdot x$) und anschließender Koeffizientenschätzung mittels linearer Regression (LM) sowie der nichtlinearen Koeffizientenschätzung (NLS). Aufgrund der Heteroskedastizität der Residuen bei der nichtlinearen Koeffizientenschätzung wurde damals die Parameterschätzung in der linearisierten Form durchgeführt (HASENAUER 2000, STERBA und MONSERUD 1997). ALBERT (2004) hingegen schätzt die Koeffizienten mittels nichtlinearer Regression. Neben diesen beiden Methoden soll in dieser Arbeit die Koeffizientenschätzung zusätzlich mit verallgemeinerten linearen Modellen (GLM) und Modellen mit gemischten Effekten (LME) erprobt werden. Bei den GLM muss die geschätzte Variable nicht linearisiert werden sowie deren Residuen nicht normalverteilt vorliegen. In der konkreten Situation liegt eine Poisson-Verteilung vor. Bei LME wird zwischen festen Einflüssen (z.B. Zusammenhang zwischen BHD und Höhe) und zufälligen Einflüssen (z.B. Bäume einer Probefläche haben größere Zuwächse als Bäume einer anderen Probefläche, und dieser Unterschied kann nicht mit den erhobenen Standortsmerkmalen erklärt werden) unterschieden und die Residuen auf diese beiden Komponenten aufgeteilt. Dies hat zum einen Einfluss auf die zu bestimmenden Koeffizienten, zum anderen auf deren Signifikanzen. Diese Methode erlaubt es, unterschiedliche Freiheitsgrade innerhalb einer Regression zu verarbeiten. Wenn beispielsweise der Bodentyp stets für eine gesamte Probefläche angegeben und dieser dann jedem Baum der Probefläche zugewiesen wird, sollte die Anzahl der Beobachtungen des Bodentyps jener der Probeflächen und nicht der Anzahl der aufgenommenen Bäume entsprechen. Da ein Großteil der Daten mittels Winkelzählprobe aufgenommen wurde, repräsentiert jeder Baum zwar die selbe Grundfläche, die Anzahl der von ihm repräsentierten Bäume je Hektar nimmt jedoch mit zunehmendem BHD ab. Der Effekt einer Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl soll ebenfalls untersucht werden.

Daten

Als Datengrundlage wurden Messdaten der Österreichischen Waldinventur (ÖWI) verwendet. Die ÖWI erhebt seit 1981 auf einem permanenten und regelmäßigen Stichprobennetz Daten über den österreichischen Wald. Die Erhebungseinheit ist der so genannte Trakt. Die Trakte sind systematisch über das gesamte Bundesgebiet verteilt. Der Abstand zwischen den Trakten beträgt 3,89 km x 3,89 km. Ein Trakt besteht im Wesentlichen aus einem Quadrat mit 200 m Seitenlänge, an dessen Eckpunkten die Probeflächen angeordnet sind. Probestämme mit einem Brusthöhendurchmesser (BHD) > 10,4 cm werden mittels Winkelzählprobe ausgewählt. Auf einem fixen Probekreis mit einem Radius von 2,6 m werden Probestämme mit 5,0 cm ≤ BHD ≤ 10,4 cm erhoben. Die Probefläche kann z.B. aufgrund von Unterschieden hinsichtlich Bodengruppe, Wasserhaushalt, Bodengründigkeit, Vegetationstyp, und Humusmächtigkeit geteilt werden. Für jede Probefläche wird die Seehöhe, Exposition, Hangneigung, Relief und die Wuchsraumzugehörigkeit bestimmt. Bisher fanden auf den permanenten Stichprobenspunkten vier Erhebungen in den Jahren 1981/85, 1986/90, 1992/96 und 2000/02 statt, in denen jeweils von rund 68.000, 70.000, 73.000 und 79.000 Probestämmen Daten erhoben wurden. Die Datenerhebungen umfassen unter anderem Messungen des BHD, der Baumhöhe, des Durchmessers in 3/10 der Baumhöhe, der Kronenlänge und eine Reihe an qualitativen Merkmalen. Die aufgenommenen Baumhöhen decken den Bereich von 5 m bis 40 m ab, wobei die meisten Bäume etwas höher als 20 m sind. Die gemessenen BHD erstrecken sich bis über 150 cm wobei der BHD-Bereich über 70 cm selten aufgenommen wurde. Die meisten aufgenommenen Bäume haben einen BHD um 30 cm. Der Großteil der Bäume hat einen Kronenanteil von 50% bis 95%. Von den aufgenommenen Baumarten dominiert die Fichte. Die periodischen Zuwächse wurden mit Hilfe von Bohrkerndaten nach KINDERMANN (2009) auf jährliche Zuwächse aufgeteilt, wobei diese Aufteilung auf eine Verwendung von Klimadaten bewusst verzichtet. Da der verwendete Modellansatz Kreisflächenzuwächse > 0 verlangt, wurden alle Kreisflächenzuwächse (ig) kleiner 0,1 cm²/5 Jahre auf 0,1 cm²/5 Jahre gesetzt (=adjustierter Kreisflächenzuwachs)

Baum	Alter=20Jahre						Alter=30Jahre					
	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	BALC [m ² /ha]	BALN [m ² /ha]	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	BALC [m ² /ha]	BALN [m ² /ha]
1	7.4	4.0	930.1	16.00	16.00	17.9978	8.9	5.8	930.1	32.79	33.68	35.6754
2	8.0	4.0	795.8	12.00	12.00	13.9975	10.5	6.9	795.8	25.89	27.34	29.3359
3	8.2	4.0	757.4	8.00	8.00	9.9974	11.1	7.3	757.4	18.57	20.23	22.2253
4	8.4	4.0	721.8	4.00	4.00	5.9972	12.6	9.0	721.8	9.57	12.07	14.0591
5	9.7	4.0	541.3	0.00	0.00	1.9963	15.0	9.6	541.3	0.00	2.78	4.7738

Tabelle 1: Veränderung des BAL nach einer 10-Jahres Wachstumsprognose für eine Winkelzählprobe erhoben mit Zählfaktor k=4m²/ha

Baum	Alter=30Jahre						Alter=30Jahre						
	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	BALC [m ² /ha]	BALN [m ² /ha]	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]
1a	8.9	2.89	465.0	35.68	35.12	37.12	1.1	8.9	2.57	413.3	36	1	5.79
1b	8.9	2.89	465.0	32.79	32.23	34.23	1.2	8.9	3.21	516.7	32	2	6.89
2a	10.5	3.45	397.9	29.34	29.06	31.06	2.1	10.5	0.79	90.7	32	3	7.33
2b	10.5	3.45	397.9	25.89	25.62	27.61	2.2	10.5	4.00	461.9	28	4	9.00
3a	11.1	3.66	378.7	22.23	22.06	24.06	2.3	10.5	2.11	243.1	24	5	9.57
3b	11.1	3.66	378.7	18.57	18.40	20.39	3.1	11.1	1.89	195.8	24	6	270.6
4a	12.6	4.50	360.9	14.07	14.32	16.31	3.2	11.1	4.00	413.4	20	7	12.06
4b	12.6	4.50	360.9	9.57	9.82	11.81	4.1	12.6	2.57	205.7	16	8	2.98
5a	15.0	4.78	270.6	4.78	5.17	7.17	4.2	12.6	4.00	320.8	12	9	4.7738

Tabelle 2: Berechnung des BAL nach Aufteilung jedes Repräsentanten

ig_{adj}) und danach alle Kreisflächenzuwächse mit dem Verhältnis $\sum ig * nrep / \sum ig_{adj} * nrep$ multipliziert und dieser Wert als Kreisflächenzuwachs in der Parametrisierung verwendet.

Wetterdaten stammen von der Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik, dem Hydrographischen Zentralbüro, dem European Climate Assessment und dem Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft. Die Tageswerte von Temperatur und Niederschlag wurden von den Klimastationen nach KINDERMANN (2010) auf die jeweiligen Waldinventurpunkte interpoliert. Die Güte dieser Interpolation wurde durch Weglassen jeweils einer Station und Anwendung der Klimainterpolationsmethode exakt für diesen Punkt mit anschließender Untersuchung der Abweichungen überprüft. 50 % der interpolierten Monatsmitteltemperaturen hatten für den Zeitraum 1951 bis 2003 eine Abweichung von maximal -0,34°C und 0,39°C. 50 % der errechneten Monatsmittelniederschläge wichen für den Zeitraum 1971 bis 2003 maximal um 10 mm vom beobachteten Messwert ab.

Tabelle 3: Berechnung des BAL mit Merge Methode

Baum	Alter=30Jahre						Baum	Alter=30Jahre		
	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	BHD [cm]	Grep [m ² /ha]	Nrep [1/ha]	BAL [m ² /ha]	BAL [m ² /ha]	
4b.1	12.6	2.07	165.6	12	4b	4.50	360.9	9.84		
4b.2	12.6	2.43	195.3	8	5a.1	15.0	1.57	88.6	5.31	
5a.1	15.0	1.57	88.6	8	5a.2	15.0	3.22	182.1		
5b.1	15.0	0.78	44.3	4	5b.2	4.78	270.6	0.65		

Tabelle 4: Berechnung des BAL mit Merge Methode nach Aufteilung der Repräsentanten

Methoden

Konkurrenzindizes

Im Grundmodell wurden die Grundfläche der stärkeren Bäume (basal area of larger trees - BAL - WYKOFF 1983) und der Kronenkonkurrenzfaktor (crown competition factor - CCF - Krajicek et al. 1961) als Konkurrenzindizes verwendet. Da bei der Parametrisierung des erweiterten Modelles lediglich der BAL signifikant einging, wurde auf eine Untersuchung des CCF verzichtet. Das Herausfallen des CCF wurde offensichtlich durch die Hinzunahme der Bestandesgrundfläche verursacht, wie dies auch WYKOFF (1997) berichtet.

Die bisher übliche Art der BAL-Berechnung weist dem stärksten Repräsentanten einen BAL von 0, dem zweitstärksten einen BAL = repräsentierte Grundfläche je Hektar (Grep) des Stärksten, dem drittstärksten einen BAL = Grep der beiden Stärksten usw. zu. Damit ist, wie LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) feststellten, dieses Konkurrenzmaß davon abhängig, welche Grundfläche ein Repräsentant repräsentiert, bzw. hat die Flächengröße einen Einfluss auf den BAL-Konkurrenzindex (ALBERT 2004). Wenn beispielsweise bei der Parametrisierung jeder Baum 4 m²/ha repräsentiert, so muss bei der Anwendung des Modells ebenfalls jeder Baum diese 4 m²/ha repräsentieren. Und dies gilt nicht nur zu Beginn der Simulation, sondern auch für jeden folgenden Simulationszeitpunkt. Um diese Bedingung zu erfüllen, stellen LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) eine Methode vor, welche einen Repräsentanten bei Erreichen einer bestimmten repräsentierten Grundfläche auf zwei repräsentative Bäume mit halbiertem repräsentierter Stammdzahl, jedoch mit gleichem BHD, Höhe und Kronenlänge aufteilt (Splitting-Methode). Nach Anwendung dieses Verfahrens oszillieren die Grep's bei einem Parametrisierungsdatensatz aus einer Winkelzählprobe mit k=4 m²/ha zwischen 4x4/3 m²/ha und

4x2/3 m²/ha. Als Beispiel sei der Probepunkt in Tabelle 1, welcher mit einer Winkelzählprobe mit Zälfaktor k=4 m²/ha im Alter von 20 Jahren erhoben wurde, angeführt. Jeder Baum repräsentiert 4 m²/ha und der errechnete BAL des stärksten Baumes (Baum 5) entspricht 0 m², jener des zweitstärksten (Baum 4) 4 m² usw. 10 Jahre später repräsentiert aufgrund des erfolgten BHD-Zuwachses, unter der Annahme, dass weder Mortalität auftrat noch Entnahmen durchgeführt wurden, jeder Baum eine Grundfläche größer 4 m²/ha. Wenn der BAL ohne Berücksichtigung der Veränderung der repräsentierten Grundfläche berechnet wird, hat der stärkste Baum weiterhin einen BAL=0 m², der zweitstärkste einen BAL=9,57 m² usw. Da jeder Baum den Schwellwert von 4x4/3 m²/ha übersteigt, werden nach der Splitting-Methode alle Repräsentanten geteilt (Tabelle 2). Aus Baum 1 wird z.B. Baum 1a und Baum 1b. Dadurch behält der eine Teil des Repräsentanten den ursprünglich bestimmten BAL (z.B. 32,79 m²/ha für Baum 1b), der andere Teil bekommt einen BAL, welcher um die repräsentierte Grundfläche des anderen Teilrepräsentanten erhöht wurde (z.B. 32,79 + 2,89 = 35,68 m²/ha für Baum 1a).

Alternativ zu dieser Methode kann der traditionell berechnete BAL in Abhängigkeit von seiner repräsentierten Grundfläche rechnerisch angepasst werden. Diese Anpassung erfolgt für eine Parametrisierung mit einem Datensatz aus einer Winkelzählprobe mit Zälfaktor k=4 m²/ha mittels: BALC = BAL + Grep/2 - 2 oder für beliebige Zälfaktoren bzw. repräsentierte Grundflächen beim Parametrisierungsdatensatz (k) mit BALC = BAL + Grep/2 - k/2. Die damit bestimmten BALC-Werte sind in Tabelle 1 und Tabelle 2 angeführt.

Als weitere Alternative können die Repräsentanten exakt nach 4 m²/ha Stufen aufgeteilt und für diese der BAL bestimmt werden, wie dies in Tabelle 3 gezeigt wird. Danach wird der BAL dieser aufgeteilten Repräsentanten als mit deren Grep gewichtetes Mittel für den ursprünglichen Baum bestimmt. Die Aufteilung in 4 m²/ha Stufen erfolgt vom stärksten Baum beginnend. Baum 5 wird beispielsweise in Baum 5.1, 5.2 und 5.3 aufgeteilt. Baum 5.2 und 5.3 repräsentieren exakt 4 m²/ha. Baum 5.1 repräsentiert 1,57 m²/ha womit sich die ursprüngliche Grep von 9,57 m²/ha ergibt. Für die BAL Bestimmung wird Baum 5.1 mit Baum 4.3, welcher 2,43 m²/ha repräsentiert, zusammengefasst, womit auch diese die angestrebten 4 m²/ha repräsentieren. Der BAL wird für diese aufgeteilten Bäume wie gehabt bestimmt. Baum 5.3 hat demnach BAL=0 m²/ha, 5.2 BAL=4 m²/ha, 5.1 und 4.3 BAL=8 m²/ha, usw. Anschließend werden die Ergebnisse der Teilrepräsentanten für den ursprünglichen Repräsentanten zusammengefasst, indem der mit der Grundfläche gewichtete Mittelwert gebildet wird. Für Baum 5 errechnet sich der BAL demnach aus (8x1,57 + 4x4 + 0x4) / 9,57 = 2,98 m²/ha. Diese Methode ist auch auf bereits geteilte Repräsentanten anwendbar, wie in Tabelle 4 gezeigt wird, und auch auf andere Grep- bzw. Nrep-Stufen umlegbar. Für die Neukalibrierung wird eine weitere Methode der BAL-Bestimmung vorgestellt. Danach berechnet sich der BAL für Baum i nach: $BALN_i = Grep_i \cdot max[0, \{(Nrep_i - 1)/2\}/Nrep_i] + \sum Grep_i$, wobei Grep_i die repräsentierte Grundfläche der Bäume, welche stärker als Baum i sind, darstellt. Es wird also unterstellt, dass ein Baum der mehr als einen je Hektar repräsentiert, von der Hälfte dieser um eins reduzierten Stammzahl konkurrenzieren wird. Die Werte für BALN sind in Tabelle 1 und Tabelle 2 zu finden. BALN für Baum 5 im Alter 30 berechnet sich z.B. mit 9,57 x 540,3/2 / 541,3 = 4,78 m²/ha.

Wenn zwei Bäume den selben BHD aufweisen kann die Reihung dieser beiden dem Zufall überlassen werden, es kann nach einem weiteren Kriterium sortiert werden (z.B. Baumhöhe) oder es werden diese Bäume zur Konkurrenzbestimmung zusammengefasst, sodass sich für beide die selbe Konkurrenzsituation ergibt.

Parametrisierungsvarianten

Um den Effekt einzelner Regressionsmethoden aufzuzeigen, wurde ein Kreisflächenzuwachmodell in der Form

$$\begin{aligned} BAI_5 = & \exp \left(\ln \{ [(d + \bar{d})^2 - d^2] \cdot \pi / 4 \} + c_0 + c_1 \cdot d^{c_{20}} + c_2 \cdot [h/(d+1,3)]^{c_{21}} + c_3 \cdot \ln (cl/h) \right. \\ & + c_4 \cdot dg_{adj}^{c_{22}} + c_5 \cdot BALN^{c_{23}} + c_6 \cdot \ln [1 + dg_{adj}/(d+1,3)] + c_7 \cdot g_{adj}/ha^{c_{24}} \\ & + c_8 \cdot sl + c_9 \cdot (sl^2) + c_{10} \cdot [sl \cdot \sin(ex)] + c_{11} \cdot [sl \cdot \cos(ex)] + c_{12} \cdot h_f + c_{13} \cdot h_h \\ & \left. + c_{14} \cdot so + c_{15} \cdot rel + c_{16} \cdot veg + c_{17} \cdot gr + c_{18} \cdot wh + c_{19} \cdot wg \right) \end{aligned}$$

parametrisiert. Wobei BAI_5 den fünfjährigen Kreisflächenzuwachs, d der BHD, \bar{d} der mittlere Durchmesserzuwachs, h die Baumhöhe, cl die Kronenlänge, dg_{adj} der Grundflächenmittelstamm (wobei bei Bäumen höher als 1,3 m der bhd um 1,3 cm vergrößert und bei Bäumen unter 1,3 m deren Höhe/100 als BHD Verwendung fand), $BALN$ die Grundfläche der stärkeren Bäume (wobei der BHD wie zur dg_{adj} Bestimmung verändert und eine repräsentierte Stammzahl bei der Berechnung berücksichtigt wurde), g_{adj}/ha die Grundfläche je Hektar (wobei auch hier der BHD wie zur dg_{adj} Bestimmung verändert wurde), sl die Hangneigung, ex die Exposition, h_f die Mächtigkeit des F-Horizonts, h_h der H-Horizont, so die Bodenart, rel das Relief, veg den Vegetationstyp, gr die Gründigkeit, wh der Wasserhaushalt und wg das Wuchsgebiet darstellen. Die Koeffizienten $c_{20} - c_{24}$ können nur nichtlinear bestimmt werden. Es wurden daher zunächst mittels nichtlinearer Regression alle Koeffizienten bestimmt und $c_{20} - c_{24}$ für die restlichen Methoden als Konstante übernommen. Die kategorialen Standortsvariablen wurden nicht zu Gruppen zusammengefasst. Danach lagen die Modellkoeffizienten bestimmt mit den Methoden (1) Linearisierung ($\ln(y) = a + b \cdot x^c$) und anschließender Koeffizientenschätzung mittels linearer Regression, (2) nichtlineare Regression ($y = e^{a+b \cdot x^c}$), (3) verallgemeinerte lineare Modelle (GLM), (4)

Modelle mit gemischten Effekten mit vorhergehender Linearisierung (LMER) und (5) Modelle mit gemischten Effekten formuliert als verallgemeinertes lineares Modell (GLMER) vor. Um den Effekt der Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl zu zeigen, wurde das verallgemeinerte lineare Modell jeweils mit und ohne Berücksichtigung der repräsentierten Stammzahl parametrisiert. Bei den anderen Methoden wurde stets mit der Stammzahl gewichtet.

Klimasensibles Kreisflächenzuwachsmode

Die Schätzung des Kreisflächenzuwachses (BAI) erfolgt vereinfacht mit $\ln(\text{BAI}) = a + b \cdot \text{SIZE} + c \cdot \text{COMP} + s \cdot \text{SITE}$ wobei SIZE für die Baumdimensionen, COMP für die Konkurrenzmaße und SITE für die verwendeten Standortsvariablen steht. Die kategorialen Standortsvariablen wurden von MONSERUD und STERBA (1996) zu Gruppen zusammengefasst. Diese Gruppierungen wurden von HASENAUER (2000) beibehalten. Das ursprüngliche Modell wurde in dieser Arbeit im Grunde beibehalten. Eine Zusammenfassung von kategorialen Standortsvariablen wurde nicht durchgeführt. Bei der Gruppe der unabhängigen Variablen wurden einige hinzugenommen sowie manche weggelassen. Die Koeffizientenschätzung erfolgte mittels generalisierender linearer Regression wobei mit der repräsentierten Stammzahl gewichtet wurde.

Das vorläufige verwendete Modell hat folgende Form,

$$\begin{aligned} \text{BAI}_1 = & \exp \left(\ln \{ [(d + \bar{d})^2 - d^2] \cdot \pi / 4 \} + c_0 + c_1 \cdot d^{c_{15}} + c_2 \cdot [h/(d+1,3)]^{c_{16}} + c_3 \cdot \ln(cl/h) \right. \\ & + c_4 \cdot dg_{\text{adj}}^{c_{17}} + c_5 \cdot BALN_{\text{adj}}^{c_{18}} + c_6 \cdot \ln[1 + dg_{\text{adj}}/(d+1,3)] + c_7 \cdot g_{\text{adj}}/ha^{c_{19}} \\ & + c_8 \cdot tsum3^{c_{20}} + c_9 \cdot tsum3^{c_{21}} / prec^{c_{22}} + c_{10} \cdot \exp(c_{23} \cdot prec) \\ & \left. + c_{11} \cdot sl + c_{12} \cdot so + c_{13} \cdot rel + c_{14} \cdot veg \right) \end{aligned}$$

wobei BAI_1 den einjährigen Kreisflächenzuwachs, d der BHD, \bar{d} der mittlere Durchmesserzuwachs, h die Baumhöhe, cl die Kronenlänge, dg_{adj} der Grundflächenmittelstamm (wobei bei Bäumen höher 1,3 m der bhd mit 1,3 cm addiert und bei Bäumen unter 1,3 m deren Höhe/100 als BHD Verwendung fand), $BALN$ die Grundfläche der stärkeren Bäume (wobei der BHD wie zur dg_{adj} Bestimmung verändert und eine repräsentierte Stammzahl bei der Berechnung berücksichtigt wurde), g_{adj}/ha die Grundfläche je Hektar (wobei auch hier der BHD wie zur dg_{adj} Bestimmung verändert wurde), $tsum3$ die Jahrestemperatursumme der Tagestemperaturwerte, welche 3°C übersteigt bezogen auf ein Jahr mit 365 Tagen ($tsum3 = \sum_{i=1}^{365} \max(0, T_i - 3)$ [$^{\circ}\text{C}$]), $prec$ die Jahresniederschlagssumme eines Jahres mit 365 Tagen, sl die Hangneigung, so die Bodenart, rel das Relief und veg den Vegetationstyp darstellen.

Ergebnisse

Konkurrenzindices

Die traditionelle Methode der BAL Bestimmung, bei der die Bäume nach dem BHD sortiert und dann vom Stärksten beginnend die Grundflächensumme bis zum betreffenden Baum als BAL festgelegt wird, gestattet es nicht, diesen biasfrei zu bestimmen, wenn die repräsentierte Grundfläche der Bäume von jener des Parametrisierungsdatensatzes abweicht. So würde sich der mittlere BAL eines 1 ha großen Bestandes mit einer Grundfläche von 40 m²/ha und 400 gleichstarken Bäumen/ha bei einer Vollaufnahme mit $(40 \cdot 40/400)/2 = 19,95$ m²/ha errechnen, bei Winkelzählproben mit $k=4$ mit $4*9/2=18$ m²/ha, bei $k=8$ mit $8*4/2=16$ m²/ha und bei einer Aufteilung der Bestandesfläche in Probeflächen mit nur einem Baum auf derselben wäre der $BAL=0$ m²/ha.

Die Splitting-Methode nach LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) limitiert den Möglichkeitsbereich des mittleren BAL eines Bestandes von ursprünglich 0 bis G/ha/2 der traditionellen Methode in Abhängigkeit von dem zur Parametrisierung verwendeten Datensatz. So würde etwa bei Bezugnahme auf eine Winkelzählprobe mit $k=4$ m²/ha bei dem oben beschriebenen Bestand bei einer Vollaufnahme nach wie vor der mittlere BAL mit 19,95 m²/ha bestimmt werden, bei einer Winkelzählprobe mit $k=4$ m²/ha wäre der mittlere $BAL=18$ m²/ha. Tatsächlich zu greifen beginnt diese Methode in diesem Fall erst bei repräsentierten Grundflächen größer 16/3 m²/ha. Bei $k=8$ wäre der mittlere $BAL=18$ m²/ha. D.h. der ursprüngliche Bereich von 0 m²/ha bis 20 m²/ha wird hier auf den Bereich 16/3*(40*3/16-1)/2= 17,3 m²/ha bis 20 m²/ha eingeschränkt.

Die rechnerische Anpassung in Form von BALC berücksichtigt die repräsentierte Grundfläche in der Art, dass der errechnete BALC für beliebige Grep im Mittel immer gleich groß ist. So beläuft sich BALC für Baum 5, welcher im Alter 30 9,57 m²/ha repräsentiert mit 2,78 m²/ha (Tabelle 1). Der BALC für den geteilten Baum 5 mit Grep=4,78 m²/ha liegt bei 0,39 m²/ha (Baum 5b in Tabelle 2) und 5,17 m²/ha (Baum 5a), im Mittel also wieder bei den 2,78 m²/ha des ungeteilten Baumes.

Die Merge-Methode liefert zwar von der rechnerischen Anpassung (BALC) leicht abweichende Ergebnisse, erlaubt es aber ebenfalls, bei unterschiedlichen Grep's den selben mittleren Konkurrenzindex zu bestimmen. So bestimmt etwa die Merge-Methode für Baum 5 bei Grep=9,57 m²/ha in Tabelle 3 einen $BAL=2,98$ m²/ha. Für die aufgeteilten

Bäume 5a und 5b wird in Tabelle 4 ein BAL von $0,65 \text{ m}^2/\text{ha}$ bzw. $5,31 \text{ m}^2/\text{ha}$ bestimmt, was im Mittel wiederum die $2,98 \text{ m}^2/\text{ha}$ des ungeteilten Baumes ergibt.

Die BAL-Berechnung mit Berücksichtigung der repräsentierten Stammzahl (BALN) erlaubt es ebenfalls, bei unterschiedlichen Grep's den selben mittleren Konkurrenzindex zu bestimmen. So wird etwa für Baum 5 im Alter von 30 Jahren und einem Grep= $9,57 \text{ m}^2/\text{ha}$ der BALN mit $4,77 \text{ m}^2/\text{ha}$ bestimmt (Tabelle 1). Der BALN für den geteilten Baum 5 mit Grep= $4,78 \text{ m}^2/\text{ha}$ liegt bei $2,38 \text{ m}^2/\text{ha}$ (Baum 5b in Tabelle 2) und $7,17 \text{ m}^2/\text{ha}$ (Baum 5a), im Mittel also wieder bei den $4,77 \text{ m}^2/\text{ha}$ des ungeteilten Baumes.

Parametrisierungsvarianten

Die Residuen der Parametrisierungsvarianten (1) Linearisierung ($\ln(y) = a + b \cdot x^c$) und anschließender Koeffizientenschätzung mittels linearer Regression (Linearisiert), (2) nichtlinear ($y = e^{a+b \cdot x^c}$), (3) verallgemeinerte lineare Modelle (GLM), (4) Modelle mit gemischten Effekten mit vorhergehender Linearisierung (ME-Linearisiert) und (5) Modelle mit gemischten Effekten formuliert als verallgemeinertes lineares Modell (ME-GLM) für die Baumart Buche werden in Abbildung 1 gegenübergestellt. Bei den Modellen mit gemischten Effekten wurden als Zufallseffekt (1) der Probepunkt, (2) der Baum und (3) der Baum eines Probepunktes betrachtet. Für die Anwendung stand den Modellen mit gemischten Effekten nur die Koeffizienten der festen Effekte zur Verfügung. Die Variante ME(Plot)-GLM konvergierte nicht. Bei den linearisierten Modellen wurden die Residuen (1) ohne Mittelwertbiaskorrektur und (2) mit Korrektur des Mittelwertbias dargestellt. Als Referenz wurde der zur Parametrisierung verwendete Kreisflächenzuwachs (bereinigt um negative Zuwächse) verwendet. Die Modellschätzungen wurden deterministisch durchgeführt. Die Parametrisierung und auch die Residuenanalysen wurden, mit Ausnahme der Untersuchung des Einflusses einer Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl, stets mit der repräsentierten Stammzahl gewichtet. Beim linearisierten Ansatz (Abb.1a) ist sowohl bei der mittelwertbiaskorrigierten (Residuen und Ausgleichsline) als auch bei der unkorrigierten (nur Ausgleichsline) Anwendung zu sehen, dass bei niedrig geschätzten Zuwächsen die Beobachtung im Schnitt höher liegt als die Schätzung. Diese Zuwachsunterschätzung liegt bis zu einem geschätztem Kreisflächenzuwachs von $100 \text{ cm}^2/5 \text{ Jahre}$ vor. Prognosen die darüber hinausreichen werden deutlich überschätzt. Bei der nichtlinearen Koeffizientenschätzung (Abb.1b) ist der Bias deutlich geringer als bei der linearisierten Form. Anhand der Residuen ist zu sehen, dass die Bedingung der Homoskedastizität nicht gegeben ist. Die Koeffizienten wurden dennoch geschätzt zumal mit der repräsentierten Stammzahl gewichtet wurde und Bäume mit kleinem Durchmesser, welche in der Regel auch kleine Kreisflächenzuwächse haben, eine höhere Stammzahl repräsentieren als starke Bäume. Es ist auch zu sehen, dass Prognosen bis etwa $30 \text{ cm}^2/5 \text{ Jahre}$ leicht überschätzt, anschließend etwas unterschätzt und für große Zuwächse wieder überschätzt werden. Ebenfalls kann beobachtet werden, dass keine Prognosen unter $2 \text{ cm}^2/5 \text{ Jahre}$ gemacht wurden. Die Schätzung mittels GLM (Abb.1c) liegt in einem weiten Bereich fast exakt auf der Nulllinie. Große Zuwachsprognosen liegen über den beobachteten Werten. Die linearisierten Modelle mit gemischten Effekten (Abb.1d-f) zeigen ein ähnliches Verhalten wie das linearisierte Modell – kleine Zuwächse werden unterschätzt, große überschätzt. Die Definition des Zufallseffektes (Baum, Plot, Plot/Baum) hat z.B. Einfluss ob kleine Zuwächse gering (Baum - Abb.1f), mittel (Plot/Baum - Abb.1d) oder deutlich (Plot - Abb.1e) unterschätzt werden. Bei den Modellen mit gemischten Effekten formuliert als verallgemeinertes lineares Modell (Abb.1g,h) ist der Trend der Unterschätzung der klein prognostizierten und die Überschätzung der groß prognostizierten Zuwächse extrem ausgeprägt.

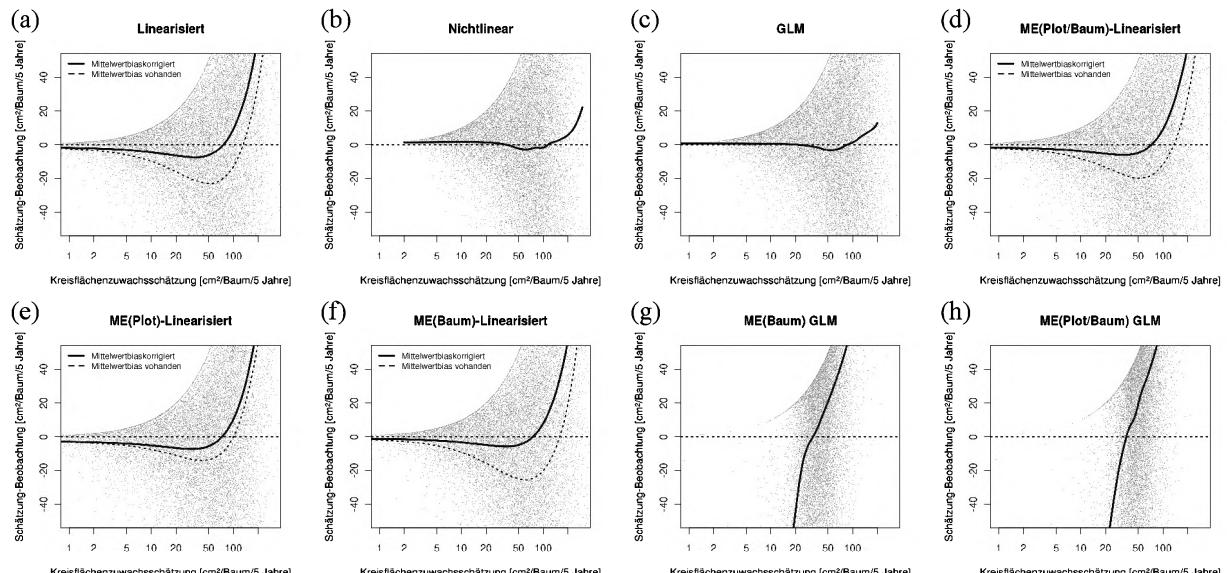


Abbildung 1: Residuen der verschiedenen Parametrisierungsmethoden

DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2010

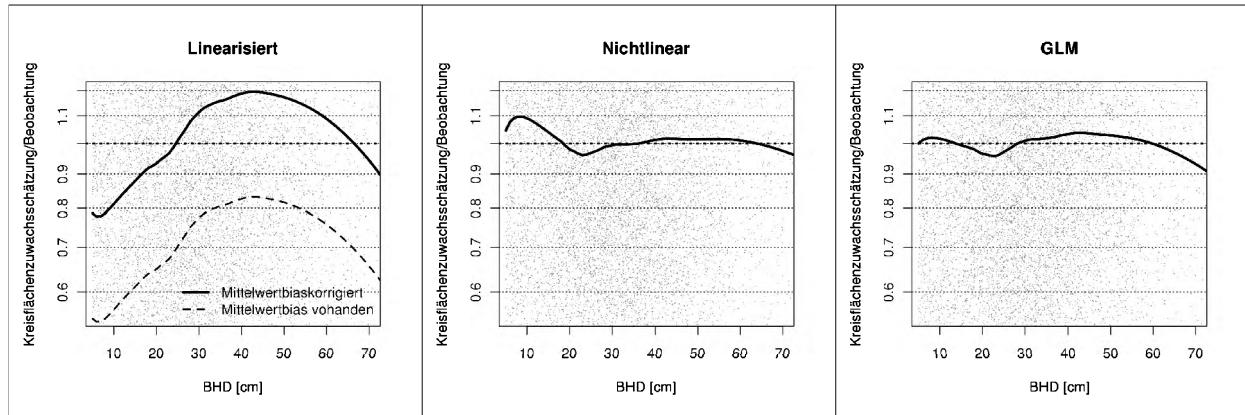


Abbildung 2: Abweichung des geschätzten Kreisflächenzuwachses über dem BHD

Der Einfluss der Verwendung bzw. Unterlassung einer Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl ist in Abbildung 3 dargestellt. Zur Parameterschätzung wurde die GLM-Methode verwendet. Wie zu sehen ist, unterscheiden sich die Residuenplots der beiden Varianten kaum. Die Zuwächse von Bäumen mit einer geringen repräsentierten Stammzahl wird etwas überschätzt. Die Abweichungen sind bei der gewichteten Variante etwas geringer. Bei der Anwendung des Modells deckt sich die Summe der Prognose und der Beobachtungen der Grundflächenzuwächse des Parametrisierungsgebietes ohne nachträgliche Korrektur nur dann exakt, wenn mit der repräsentierten Stammzahl bei der Parametrisierung gewichtet wurde.

Unterschied zwischen fünfjähriger und einjähriger Prognose

Um den Effekt des Übergangs von einer fünfjährigen zu einer einjährigen Prognosedauer zu untersuchen wurde das Modell ohne Klimavariablen (BAI_5) mittels GLM und Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl für Buche sowohl für Prognosezeiträume von 5 Jahren als auch für 1 Jahr parametrisiert. Damit wurde ein Wachstumsmodell erstellt, welches den BHD-Zuwachs deterministisch schätzt. Für Folgeschätzungen stand nur der mit dem geschätzten BHD-Zuwachs veränderte Ausgangs-BHD zur Verfügung. Baumhöhe, Kronenlänge, Einwüchse sowie Entnahmen entsprechen den Beobachtungen. Die BHD-Entwicklung der restlichen Baumarten entspricht ebenfalls der Beobachtung. In Abbildung 4 ist die Entwicklung des geschätzten BHDs in Relation zur Beobachtung für eine zehnjährige und ein fünfzehnjährige Prognosedauer dargestellt. Bäume, deren Zuwachs über mindestens 10 Jahre beobachtet wurden, konnten in der 10-jährigen Prognosedauer verwendet werden. Jene, die 15 Jahre beobachtet wurden, konnten sowohl in der 15-jährigen als auch in der 10-jährigen Prognosedauer verwendet werden. Als Prognosebeginn wurde die Ersterhebung eines Baumes herangezogen. Das Einjahresmodell und das Fünfjahresmodell liefern leicht abweichende Ergebnisse. Von der Prognosequalität sind sie jedoch vergleichbar. So liegt die mittlere Abweichung des Durchmessers des Kreisflächenmittelstamms (dg) bei Prognosen von 15 Jahren im Bereich von ± 2 mm bzw. $\pm 1\%$ des beobachteten Durchmessers. Bei Betrachtung des geschätzten BHD-Zuwachses (idg) liegen die Schätzungen beim einjährigen Modell zunächst bis zu etwa 15% unter den Beobachtungen und beim Fünfjahresmodell bis zu etwa 10% unter den Beobachtungen. Nach etwa 12 Jahren liegen beide Varianten in etwa im Bereich des beobachteten zwölfjährigen Zuwachses. In den Jahren danach wird die Zuwachsleistung von den Modellen etwas überschätzt. Bei Betrachtung der Streuung liegt der Variationskoeffizient des BHD-Zuwachses (id) für die ersten Jahre bei ca. 60% und fällt mit zunehmender Prognosedauer etwas ab.

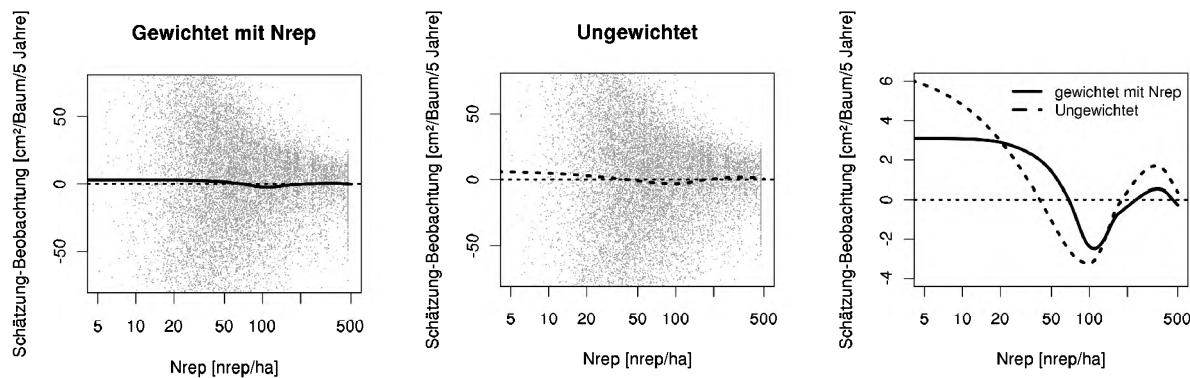


Abbildung 3: Einfluss der Gewichtung mit repräsentierter Stammzahl

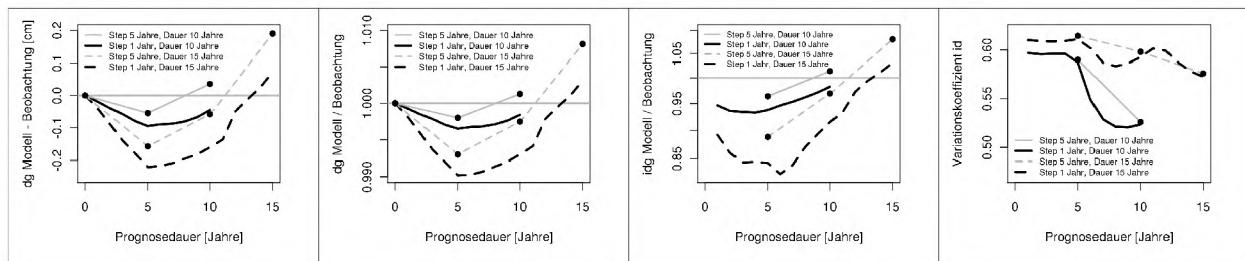


Abbildung 4: Unterschied zwischen fünfjähriger und einjähriger Prognose

Klimasensibles Kreisflächenzuwachsmodell

Nach den zuvor gesammelten Erkenntnissen wurde die Kreisflächenzuwachsgleichung für einjährige Zuwächse mit verallgemeinerten linearen Modellen (GLM) unter Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl parametrisiert. Da einige Koeffizienten (c_{15} bis c_{22}) nur nichtlinear geschätzt werden können, wurde zunächst die Gleichung linearisiert, die Koeffizienten c_{15} bis c_{22} auf 1 gesetzt und die Koeffizienten c_0 bis c_{14} mittels linearer Regression bestimmt, wobei zu beachten ist, dass die Koeffizienten c_{12} bis c_{14} einen Koeffizientenvektor für die einzelnen Standortsausprägungen darstellen. Eventuell vorhandene Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Standortsklassen oder anderen Eingangsgrößen wurden nicht untersucht. Die so gewonnenen Koeffizienten wurden als Startwerte für die anschließend durchgeführte nichtlineare Regression verwendet. Die Koeffizienten c_{15} bis c_{22} , bestimmt mittels nichtlinearen Regression, wurden als Konstanten bei der Bestimmung von c_0 bis c_{14} mittels GLM verwendet. Die Koeffizienten wurden für Fichte, Tanne, Buche, Weisskiefer, Lärche und Buche bestimmt. Für alle anderen Baumarten, welche im Zuge der ÖWI erhoben wurden, wurde der Faktor \bar{d}_i so angepasst, dass biasfreie einjährige Schätzungen erfolgen. Der so bestimmte \bar{d}_i muss daher nicht mit den Beobachtungen dieser Baumarten übereinstimmen.

Die signifikanten Koeffizienten für die Fichte belaufen sich auf: $\bar{d}_i = 0.2537841$, $c_0 = 2.477$, $c_1 = -1.863e-01$, $c_2 = -1.742e-01$, $c_3 = 3.001e-01$, $c_4 = 4.257e-01$, $c_5 = -1.137e-03$, $c_6 = -3.113$, $c_7 = -3.757e-01$, $c_8 = -3.438e+05$, $c_9 = -7.537e-22$, $c_{10} = -3.375e+01$, $c_{11} = -1.743e-02$, $c_{12} = 5.272e-01$, $c_{13} = 0$, $c_{14} = 7.614e-01$, $c_{15} = 0.6625362$, $c_{16} = 3.403258$, $c_{17} = 0.4946982$, $c_{18} = 1.602577$, $c_{19} = 0.2$, $c_{20} = 1.913338$, $c_{21} = 6$, $c_{22} = 0.2$, $c_{23} = -0.009112561$ wobei der Kreisflächenzuwachs in cm^2/Jahr , der BHD in cm, die Höhe in m, die Kronenlänge in m, der dg in cm, der baln in m^2/ha , die Grundfläche in m^2/ha , die Temperatursumme größer 3°C in $^\circ\text{C}$, die Niederschlagssumme in mm, die Hangneigung in %/10 wobei Neigungen über 120% auf 120% gesetzt wurden, der Bodentyp mit den Ausprägungen: Rohböden und Ranker = 0.5560274, Braunerde und Hangkolluvien auf ärmerem Kristallin = 0.7902351, Braunerde und Kolluvien auf basenreichem Kristallin und kalkbeeinflusste Braunerde = 0.8140256, Semipodsol auf Kristallin = 0.7611255, klimabedingter Podsol = 0.5197234, substratbedingter Podsol = 0.6885134, Substratbedingter Podsol (Variante mit erhöhter Wasserzufuhr) = 0.5772933, Leichte Braunerde und podsolige Braunerde auf Lockersedimenten = 0.7176194, bindige Braunerde und Parabraunerde auf Moränen = 0.5153274, Braunerde und Parabraunerde auf Löss = 0.8919574, Pseudogley auf Flysch (Werfener Schichten), Fleckenmergel und anderem tonhaltigem, festem Grundgestein = 0.7920278, Pseudogley auf Löss = 0.6417216, Pseudogley auf sonstigen Lockersedimenten = 0.7421114, Hangpseudogley und Hanggley = 0.8441688, Alte Verwitterungsdecken = 0.7025265, Tschernosem = 0, Rendsina und Rohböden auf Kalk = 0.1898370, „Mischböden“ aus Rendsina und Terra fusca = 0.4737151, Terra fusca und Kalksteinlehm allgemein = 0.7400173, Grundwassergley = 1, Schwemmböden und Bachauböden = 0.7227219, Fluss- und Stromauböden = 0.6720387, Anmoor = 0.3508325, Niedermoar = 0.6257014 und der Vegetationstyp mit den Ausprägungen: Schattenkräutertypen = 0.8146379, mäßig frische Kräutertypen = 0.6848530, wärmeliebende Kräutertypen = 0.4975139, Sauerkleetypen = 0.7920118, Uppiger AHD - TYP(Astmoos - Heidelbeer - Drahtschieletyp im engeren Sinn) = 0.5849247, niedriger AHD = 0.6479399, Moostyp = 0.5424084, Drahtschmieletyp = 0.6050840, Heidelbeer - Preiselbeer- Trockentyp (HPT) = 1, Besenheidetyp (Calluna-Typ) = 0.4656910, Torfmoos - Heidelbeer - Drahtschmieletyp (THD) = 0.6142959, Vergrasungen = 0.7599826, Verhagerungstyp = 0.5785049, subalpine Zwergsträucher = 0.2494299, Erika-Typ (Schneeheidetyp) = 0.6242599, Weidetypen = 0.7023681, Vegetationstypen auf Extremstandorten = 0.7292571, Nassgallenvegetation = 0.9007266 und Hochstauden = 0 verwendet wurden. Das Bestimmtheitsmaß des Modells bezogen auf den BHD-Zuwachs beträgt $r^2=0.314$, auf den beobachteten Kreisflächenzuwuchs $r^2=0.493$, auf den veränderten Kreisflächenzuwachs, sodass dieser > 0 ist $r^2=0.499$, bezogen auf den logarithmierten veränderten Kreisflächenzuwachs $r^2=0.297$, bezogen auf den logarithmierten beobachteten Kreisflächenzuwachs, wobei Beobachtungen kleiner 0 weggelassen wurden, $r^2=0.576$. Die Bestimmtheit eines Modells, welches stets einen konstanten, von null abweichenden, BHD-Zuwachs prognostizieren würde, liegt bezogen auf den beobachteten Kreisflächenzuwachs bei $r^2=0.414$. Die Standardabweichung des prognostizierten vom beobachteten BHD-Zuwachs liegt bei $\pm 0,182 \text{ cm/Jahr}$, wobei der mittlere geschätzte BHD-Zuwachs $0,324 \text{ cm/Jahr}$ beträgt.

In Abbildung 5 ist die Zuwachsreaktion einer Fichte aufgrund von Temperatur und Niederschlag dargestellt. Die Fichte hat einen BHD=25 cm, h=22 m, Kronenprozent=60% und einem BAL=20 m^2/ha und steht in einem Bestand mit einem Grundflächenmittelstamm von 26,5 cm, einer Grundfläche von 40 m^2/ha und einer Hangneigung von 0° .

Es ist zu sehen, dass bei einer Jahrestemperatursumme unter 500°C so gut wie kein Zuwachs erfolgt, dieser bis zu einer Jahrestemperatursumme von etwa 2500°C stetig zunimmt, darüber wieder abfällt und bei etwa 6000°C zum Erliegen kommt. Dieses Zuwachsverhalten wird durch die geleistete Niederschlagsmenge überprägt. So werden kaum Zuwächse unter 350 mm Jahresniederschlag geleistet. Die größte Zuwachsveränderung, bei optimaler Temperatur erfolgt im Bereich 350 mm bis 600 mm. Eine Sättigung tritt bei etwa 1000 mm Jahresniederschlag ein. Der Wertebereich des Parametrisierungsdatensatzes liegt bei einer Temperatursumme von 700°C bis 3000°C und beim Jahresniederschlag zwischen 500 mm und 2000 mm.

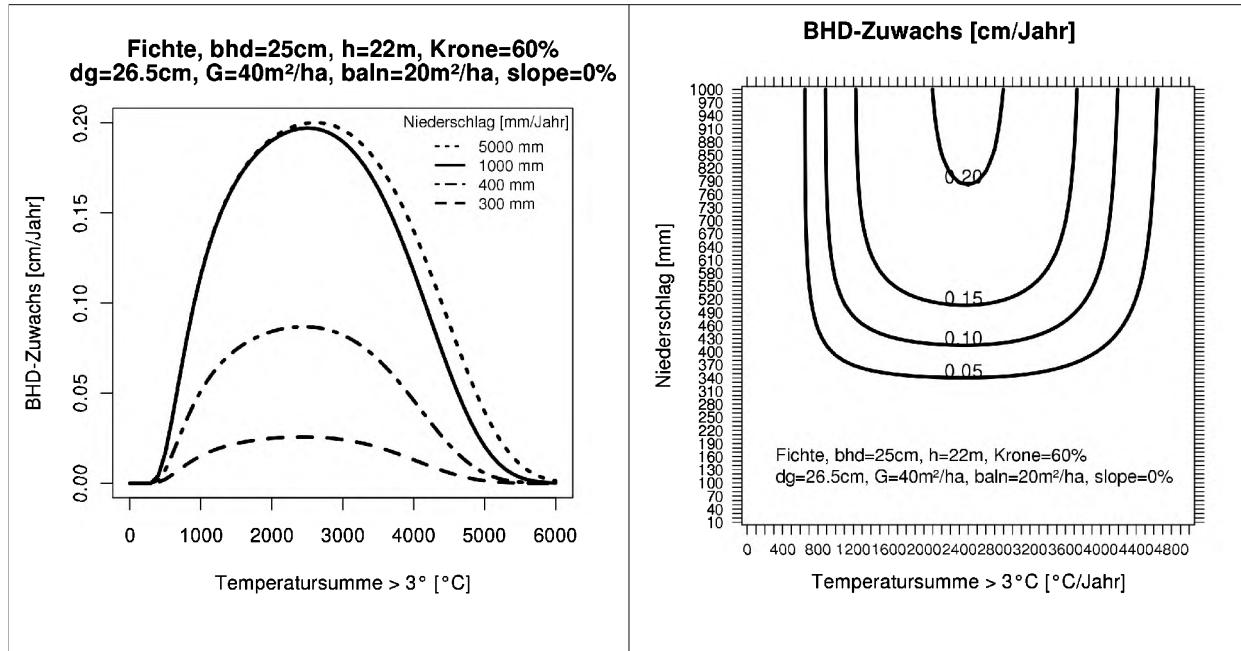


Abbildung 5: Zuwachsreaktion unter Temperatur- und Niederschlagseinfluss

Residuen des Modells sind in Abbildung 6 zu finden. Die dargestellten Residuen beziehen sich auf den BHD-Zuwachs, der aus dem vom Modell geschätzten Kreisflächenzuwachs errechnet wurde. Es wurde der BHD-Zuwachs als Darstellungsgröße gewählt, da dieser sowohl für Bäume mit kleinem BHD als auch für jene mit großem BHD annähernd gleiche Werte annehmen kann. Die Residuen der BHD-Zuwächse streuen durchwegs in einem Bereich von $\pm 0,5$ cm/Jahr, wobei die Standardabweichung bei $\pm 0,18$ cm/Jahr liegt. Bei der Betrachtung der Residuen über dem geschätzten BHD-Zuwachs fällt auf, dass die Streuung bei einem Schätzwert von etwa 0,3 cm/Jahr am größten ist. Für eine stochastische Schätzung sollte daher eine aufgelagerte Zufallsstreuung vom geschätzten BHD-Zuwachs abhängen. Der geschätzte BHD-Zuwachs der aufgenommenen Bäume wird im Mittel ein wenig überschätzt. Die geschätzten Grundflächenzuwächse sind dennoch biasfrei. Der BHD-Zuwachs von dünnen Bäumen wird etwas über- und jener von starken Bäumen etwas unterschätzt. Über die Bestandesgrundfläche ist kein Trend einer Über- oder Unterschätzung zu erkennen. Die Residuen über der Seehöhe, die in das Modell nicht eingehen, sind nahezu trendfrei. Trendfrei sind die Residuen ebenfalls über der Jahrestemperatursumme und den Jahresniederschlägen.

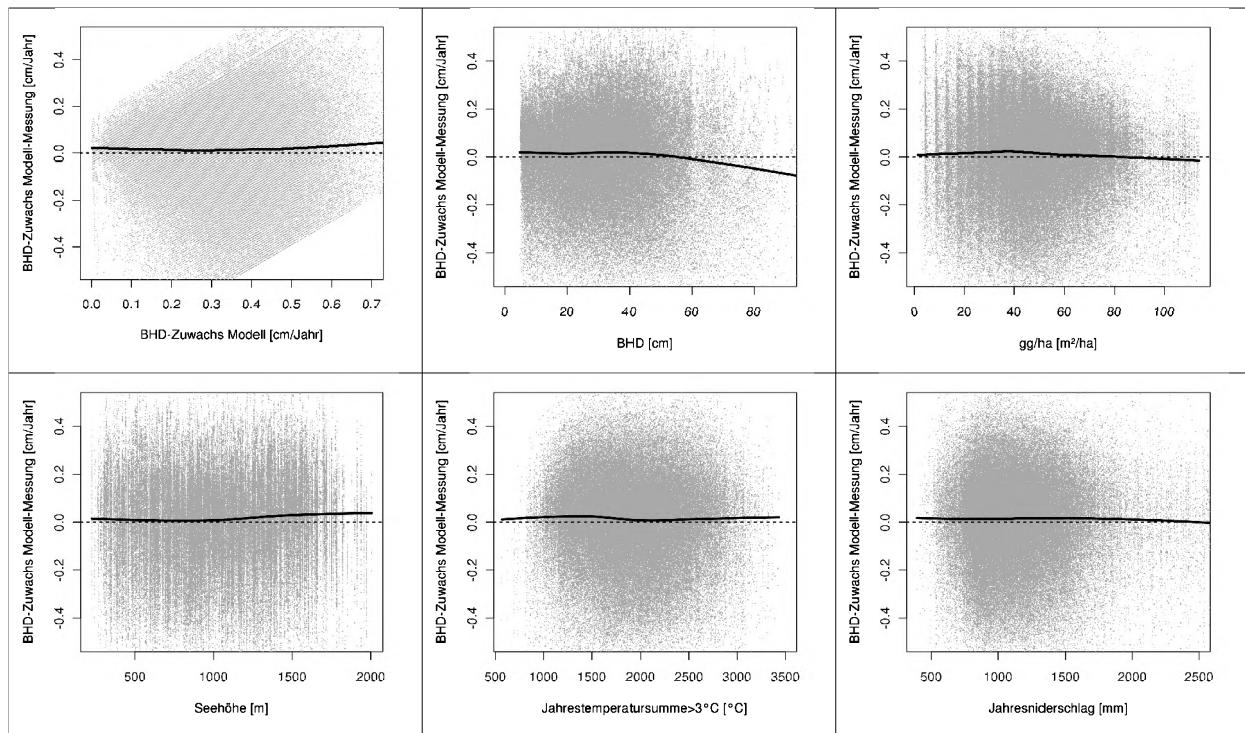


Abbildung 6: Modellresiduen

Diskussion

Konkurrenzindices

Die traditionelle Methode der BAL Bestimmung ist bei abweichenden repräsentierten Grundflächen biasbehaftet. WYKOFF (1997) erweitert die Definition des BAL, indem dieser von zusammengefassten Baumgruppen bestimmt wird, wobei der kleinste Baum der Gruppe nicht kleiner als 90% des BHDs des stärksten Baumes der Gruppe sein darf. Die von LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) beschriebene Splitting-Methode schränkt den Biasbereich nach unten hin ein. Eine starke Konkurrenzunterschätzung wird verhindert. Bei genügend kleinen Probeflächen wechselt ein Baum bei Prognosen über längere Zeiträume zwischen Über- und Unterschätzung des BAL. Da die Zuwachsreaktion auf Konkurrenzänderung nicht linear erfolgen muss, kann der Wechsel zwischen Über- und Unterschätzung Verzerrungen bei der Prognose verursachen. So ist es etwa vorstellbar, dass ein Baum in dem Bereich der Konkurrenzüberschätzung länger verharrt, als in jenem der -unterschätzung, was wiederum im Schnitt zu einer Zuwachsunterschätzung führen sollte. Bei, vom Parametrisierungsdatensatz abweichenden Aufnahmemethoden, kann es vorkommen, dass die Splitting-Methode nicht greift. So zeigt sie bei großen Probeflächen keinen Effekt, was üblicherweise zu einer Konkurrenzüberschätzung durch den BAL führt, was wiederum eine Zuwachsunterschätzung zur Folge haben sollte. Dieser Effekt der Zuwachsunterschätzung kann beispielsweise in LEDERMANN und ECKMÜLLNER (2004a, 2004b, 2005) beobachtet werden, wo die Simulation des 1ha großen Bestandes mit Vollaufnahmeingangsdaten stets unter jener mit Eingangsdaten aus Winkelzählprobepunkten liegt. Diese Konkurrenzüberschätzung mag auch dazu beitragen, dass in zwei von drei untersuchten Dauerversuchsanlagen in der Untersuchung von STERBA et al. (2001) der Kreisflächenzuwachs signifikant unterschätzt, sowie die Beobachtung gemacht wurde, dass mit zunehmender Prognosedauer die Zuwachsunterschätzungen immer deutlicher wurden (STERBA und MONSERUD 1997). Eine Einschränkung der Splitting-Methode gegenüber den anderen hier beschriebenen Methoden liegt in der Vorgabe, wie viele Repräsentanten in der Simulation vorhanden sind. Bei den anderen Methoden kann ein Repräsentant zu beliebigen Zeitpunkten und auf beliebig viele Repräsentanten aufgeteilt werden.

Bei der Merge-Methode geht die feinere Auflösung größerer Probeflächen verloren. So erfährt der stärkste Baum die selbe Konkurrenz wie jener der gerade noch in der selben BAL-Klasse zu liegen kommt. Bei der rechnerischen Korrektur (BALC) bleibt diese Information erhalten, im Gegenzug kann es dabei aber zu negativen BALs kommen. Beim BALN bleibt eine eventuell aufgenommene feine Auflösung erhalten und es kommt zu keinen negativen BAL-Werten. Die Information, auf welche repräsentierte Grundfläche bezogen wird, ist ebenfalls nicht nötig, allerdings muss die Parametrisierung eines Modells bereits mit BALN erfolgt sein. Für eine weitere Verwendung kann aufgrund seiner Vorteile der BALN empfohlen werden. Für Modelle, deren Parameter mit dem traditionell ermittelten BAL bestimmt wurden, sollte in der Übergangszeit, bis zur Neuparametrisierung, entweder auf die Splitting-Methode, den BALC oder die Merge-Methode zurückgegriffen werden. Hier sei auch angemerkt, dass unterschiedliche Aufnahmemethoden (Winkelzählprobe, Fixer Probekreis, Vollaufnahme) unterschiedliche

Streuungen der Eingangsparameter hervorrufen oder auch kleinräumige Unterschiede glätten können. Dies hat wiederum Einfluss auf die Modellkoeffizienten und schränkt die bedenkenlose Übertragbarkeit auf abweichende Aufnahmemethoden ein (WYKOFF 1997, STAGE und WYKOFF 1998).

Bei der Parametrisierung ging der CCF nicht signifikant ein und wurde daher nicht in das Modell aufgenommen. Der CCF ist neben der Tatsache, dass das Auftreten von Mischbestandstypen nicht unabhängig vom Standort ist (VOSPERNIK und STERBA 2001), der einzige Faktor im Ausgangsmodell, welcher Unterschiede hinsichtlich der Baumarten erfassen konnte. Diese Baumartendifferenzierung wird offenbar nicht ausreichend widergespiegelt, wie VOSPERNIK und STERBA (2001) zeigen. Deshalb sollte gerade in Richtung Beschreibung der Konkurrenzsituation zwischen verschiedenen Baumarten eine Erweiterung stattfinden. Dies kann beispielsweise durch eine Gewichtung der Grundflächen mit baumartenspezifischen Faktoren, welche aus den Daten selbst bestimmt werden oder in Anlehnung an ZINGG (1994) über die Raumdichte des Holzes oder nach ALBERT (2004) mit der Kronenschirmfläche oder artspezifischen Gewichtungsfaktoren, erfolgen. Wobei ALBERT (2004) die artspezifischen Gewichtungsfaktoren lediglich zur Auswahl von Konkurrenten verwendet und anschließend wie gehabt den BAL bestimmt. Diese Gewichtung sollte nicht nur bei der Auswahl erfolgen sondern auch auf die repräsentierte Grundfläche angewandt werden, für jede Baumartenkombination gesondert durchgeführt werden und eventuell auch nach Standorten oder Bonitäten sowie nach Baumgrößen (BHD, Höhe, Alter) differenziert werden. Auch sollte nicht außer Acht gelassen werden, dass Stresssituationen durch bestimmte Baumartenkombinationen nicht nur verringert, sondern auch verschärft werden können (z.B. erhöhter Wasserstress der Fichte bei Trockenheit, wenn diese mit Buche gemischt ist - STERBA et al. 2002) was ebenfalls bei der Gewichtung der Konkurrenzwirkung zwischen verschiedenen Baumarten berücksichtigt werden sollte. Diese Grundflächengewichtung kann selbstverständlich auch in die BAL-Berechnung mit einfließen. Interessant erscheint auch die Arbeit von STERBA et al. (2002) in welcher gerade bei der Anpassung an Mischungseinflüsse der CCF durch den stand density index (SDI) (REINEKE 1933) ersetzt wurde. Einen weiteren Hinweis, dass die Verwendung des CCFs, berechnet über die Solitärkronenradien nach HASENAUER (1997), nicht unproblematisch war, gibt die Arbeit von STERBA und MONSERUD (1996). In dieser wird beschrieben, dass der CCF nur mit Bäume deren BHD größer als 10 cm war, berechnet wurde. Dies hat zur Folge, dass dieser CCF in jungen Beständen keine Wirkung haben kann. Auch WYKOFF (1983) berichtet, dass die CCF-Berechnung Probleme bereitet, wenn sich kleine Bäume auf der Probefläche befanden.

Ein offensichtliches Manko bei der BAL-Berechnung ist der sprunghafte Übergang von „kein Konkurrent“ zu „Konkurrent“. Danach würde ein Baum mit einem BHD von 20 cm von einem Nachbarn, der 21 cm stark ist, mit dessen gesamter Kreisfläche konkurrenziert werden, von einem mit 19 cm hingegen würde er überhaupt keine Konkurrenz erfahren. Wenn anstatt der gesamten Grundfläche nur der Kreisring als konkurrenzierende Grundfläche betrachtet wird, welcher den Radius x^*BHD_i des untersuchten Baumes i übersteigt und auch kleiner Nachbarn j , deren $BHD_j > x^*BHD_i$ ist, als Konkurrenten betrachtet werden, wäre dieser abrupte Übergang von kein Konkurrent zu Konkurrent als kontinuierlicher Übergang ermöglicht.

Die Vorgehensweise der BAL-Berechnung von Bäumen mit gleichem BHD kann auf unterschiedliche Arten erfolgen. Bei der Aufbereitung eines Parametrisierungsdatensatzes sollten gleichstarke Bäume den selben BAL bekommen. Bei der Anwendung im Modell würden sich zwei gleiche Bäume bei Bestimmung des selben BAL identisch weiterentwickeln, solange die Prognosen deterministisch erfolgen. Um eine unterschiedliche Weiterentwicklung dieser Bäume selbst bei deterministischen Prognosen zu gewährleisten, kann für die BAL-Bestimmung eine zufällige Reihung gleichstarker Bäume vorgesehen werden.

Parametrisierungsvarianten

ALBERT (2004) beobachtete, dass der Zuwachs der Einzelbaumgrundfläche genauer geschätzt werden kann als der Durchmesserzuwachs. COLE und STAGE (1972) untersuchten die Eignung von BHD-Zuwachs, Kreisflächenzuwachs und den Logarithmus dieser als abhängige Variable in einer linearen Regression. Danach empfehlen sie den logarithmierten Kreisflächenzuwachs als abhängige Variable zu verwenden. Hier zeigte sich, dass die Koeffizientenfindung zur Abschätzung des logarithmierten Kreisflächenzuwachses mittels linearer Regression selbst nach einer Mittelwertbiaskorrektur einen Trend aufweist. Dieser Trend mag zwar bei Residuen des logarithmierten Kreisflächenzuwachses nicht auftreten, beim tatsächlich interessierenden Kreisflächenzuwachs bzw. BHD-Zuwachs konnte dieser jedoch deutlich beobachtet werden. Bei Verwendung der linearisiert bestimmten Koeffizienten würden in dem gezeigten Beispiel die BHD-Zuwächse von Bäumen mit einem BHD von 10 cm um 20% unterschätzt und von Bäumen mit einem BHD von 40 cm um 20% überschätzt werden. Die Beobachtung, dass der Zuwachs mit dieser Methode der Koeffizientenbestimmung bei kleinen Bäume unter- und bei großen überschätzt wird, kann in STERBA (1999) beobachtet werden, wobei dort PrognAus auf einen großen Bestand angewandt wurde und daher mit einer generellen BAL-Überschätzung und damit mit einer Zuwachsunterschätzung zu rechnen ist. In STERBA et al. (2001) wird dargestellt, dass kleine Zuwächse über- und große unterschätzt werden. WYKOFF (1990) beobachtete das die Zuwächse von unterdrückten Bäumen mit kleinem BHD überschätzt wurden und führt dies darauf zurück, dass diese im Parametrisierungsdatensatz nicht vorhanden waren. Interessant wäre, neben der Untersuchung der unterschiedlichen Parameterfindungsmethoden, eine erneute Überprüfung, ob eine Schätzung des BHD-Zuwachses, des Kreisflächenzuwachses oder des Grundflächenzuwachses/ha für eine

Modellprognose am zielführendsten ist. Ein Unterschied zwischen einer Prognose von BHD- oder Kreisflächenzuwachs ist eigentlich nicht zu erwarten, da die beiden bei bekanntem BHD exakt ineinander umgerechnet werden können. Die Qualität einer Schätzung darf dabei keinesfalls mittels Korrelationen zwischen unterschiedlichen Prognosegrößen erfolgen, sondern muss auf ein und die selbe bzw. auf alle drei Prognosegrößen bezogen werden.

Vorläufig kann zur Parameterbestimmung eines Kreisflächenzuwachsmodells in der hier verwendeten Form die Methode des verallgemeinerten linearen Modells empfohlen werden, auch wenn die Datenstruktur beispielsweise die Verwendung von Modellen mit gemischten Effekten verlangen würde. Die Ergebnisse der Modelle mit gemischten Effekten konnten hier nicht überzeugen, da ihnen in linearisierter Form der selbe Nachteil wie der einfachen linearen Regression anhaftet und in der verallgemeinerten Form die Abweichungen eine Verwendung ausschließen. Zudem ist die Koeffizientenfindung sehr ressourcenbedürftig und war mit den derzeitig zur Verfügung stehenden Mitteln für Buche gerade noch machbar. Für den Datenumfang der Fichte wäre hierfür eine Reduzierung der Daten nötig gewesen. Weiters sind die wiederholten Zuwachsmessungen an ein und demselben Baum durch Witterungseinflüsse, Alterstrend, Veränderungen des Standorts- und der Konkurrenzsituation sowie von Messfehlern überprägt, sodass eine Vernachlässigung der nicht unabhängigen Beobachtung bei dermaßen vielen Beobachtungen weniger ins Gewicht fallen wird. Auch werden Probeflächen, falls erforderlich, aufgrund von unterschiedlichen Bodengruppen oder Vegetationstypen geteilt, was theoretisch bis zu einer baumindividuellen Ansprache derselben führen kann.

Der Übergang von fünfjährigen zu einjährigen Zuwächsschätzungen dürfte die Prognosegenauigkeit offensichtlich nicht verschlechtern. Dabei ist zu beachten, dass bisher lediglich der Kreisflächenzuwachs der Buche für einen Prognosezeitraum von 15 Jahren untersucht wurde. Wie sich ein Gesamtmodell (BHD, Höhe, Krone, Verjüngung, Mortalität) über einen wesentlich längeren Zeitraum verhält, sollte an Langzeittauerversuchsfächern untersucht werden (NEUMANN 2009). Für extreme Konkurrenzverhältnisse bieten sich „Solitärversuche“ an (KRISTÖFEL 2010).

Klimasensibles Kreisflächenzuwachsmodell

Das vorgestellte Modell hat einige Variablen des Ausgangsmodells übernommen, einige entfernt und auch neue aufgenommen. Die Aufnahme des funktionalen Zusammenhangs zwischen BHD-Zuwachs und Kreisflächenzuwachs sollte die aus meiner Sicht zu hoch errechneten Bestimmtheitsmaße solcher Modelle ein wenig abschwächen. So zeigte sich, dass ein Modell welches den Kreisflächenzuwachs mit $BAI = [(BHD+c)^2 - BHD^2] * \pi / 4$ und einem konstanten Wert c schätzt, bei dem verwendeten Datensatz bereits ein Bestimmtheitsmaß von $r^2=0,41$ erreichen würde. Zusätzlich ist entscheidend, auf welche Größe bezogen wird. So konnte für ein und das selbe Modell r^2 zwischen 0,30 und 0,58 bestimmt werden. Für die Anwendung scheint die Angabe, dass etwa der geschätzte BHD-Zuwachs für eine einjährige Prognose eine Standardabweichung von $\pm 0,18$ cm bei einem mittleren Zuwachs von 0,32 cm/Jahr beträgt oder die Angabe von Variationskoeffizienten, nutzbringender. Zusätzlich wären Angaben von zu erwartenden Streuungen sowie Mittelwertabweichungen nach einer 10, 30, 50 oder 100-jährigen Simulation hilfreich.

Der neu hinzugenommene h/d-Wert ist, wie das Kronenprozent, ein Weiser für die bisherige Konkurrenzsituation. Bei hohen h/d-Werten sind die prognostizierten Zuwächse geringer. Bei den Konkurrenzmaßen kamen die Bestandesgrundfläche/ha und der Durchmesser des Kreisflächenmittelstammes (dg) hinzu. Der Grundfläche haftet wie auch dem BAL eine Abhängigkeit vom Bestandesalter an. So hat WYKOFF (1990) beispielsweise den BAL mit dem BHD ins Verhältnis gesetzt, da er argumentiert, dass der selbe BAL bei einem kleineren Baum eine größere Konkurrenzwirkung hat. Ein ähnlicher Effekt wird durch die kombinierte Hinzunahme von dg und G/ha sowie die Integration von dg/BHD erwartet. Die Veränderung des BHDs durch Addieren von 1,3 cm gestattet es, bei Vorliegen entsprechender Daten alle Bäume für die Bestimmung der Konkurrenzsituation mit einzubeziehen. Der Beitrag kleiner Bäume zur Bestandesdichte mag in vielen Fällen als vernachlässigbar betrachtet werden, bei Jungbeständen sollte ihr Beitrag Bedeutung haben. Auch ermöglicht dies, das Modell in Richtung kleiner Bäume zu erweitern und nicht erst bei einem BHD von 5 cm mit Prognosen zu beginnen.

Der Einfluss von der Seehöhe wie auch der Kombination von Hangneigung und Exposition wird durch die Jahrestemperatursumme ausreichend beschrieben. Die Hinzunahme des Verhältnisses von Temperatur zu Niederschlag erlaubt es, zumindest für eine der beiden Variablen, ein Maximum auszuprägen. Auch wenn Schätzungen für sehr hohe Jahrestemperatursummen prinzipiell möglich sind, sollte bedacht werden, dass für die Parametrisierung lediglich Jahrestemperatursummen bis etwa 3000°C vorlagen. Insbesondere ist zu beachten, dass das derzeitige Modell in den Randbereichen von Niederschlags- und Temperatursumme und in der zeitlichen Auflösung verbesserungswürdig ist. So sollten beispielsweise Schwellenwerte, bei welchem Niederschlag und bei welcher Temperatur eine Baumart lebensfähig ist, in das Modell aufgenommen werden. Wechselwirkungen z.B. bezüglich der Wasserhaltekapazität bestimmter Böden, der Niederschlagsverteilung und der beobachtete Zuwächse sollten eingehend untersucht werden. Eine Erhöhung der zeitlichen Auflösung, etwa auf Monats- oder Tagestemperatur, mag die Prognosen verbessern. Die Handhabbarkeit des Modells mit Jahreswerten sollten

einfacher sein als jene mit Tageswerten. Dabei müssten Vorteile und Nachteile gegeneinander abgewogen werden oder ein Modell entwickelt werden, welches beides verarbeiten kann. Die Entwicklung eines Modelles mit unterschiedlichen Eingangsdaten wäre auf jeden Fall aufwändiger. Neben der Weiterentwicklung hinsichtlich Klimasensitivität sollte insbesondere in die Untersuchung der zwischenartlichen Konkurrenz, wie diese beispielsweise von VOSPERKIK und STERBA (2001) oder STERBA et al. (2002) bereits begonnen wurde, investiert werden. Zuwachsreaktionen aufgrund von Besandesdichten sollten vom Standort abhängig gemacht werden, wie dies WYKOFF (1990) und STERBA et al. (2002) bereits gemacht haben, auch wenn diese Abhängigkeit durch den exponentiellen Funktionstyp bereits teilweise gegeben ist. Ebenfalls wäre es interessant zu testen, wie sich bestimmte Modelltypen bei Extrapolationen verhalten. Dies kann untersucht werden, indem zur Parametrisierung ein Teilbereich weggelassen wird (z.B. alle Probepunkte, deren Jahrestemperatursumme 2000°C übersteigt) und dann das Modell genau für diesen weggelassenen Datensatz Prognosen liefern soll. Solche Untersuchungen können selbstverständlich nur einen Hinweis auf die Extrapolationsfähigkeiten bestimmter Methoden liefern. WYKOFF (1990) erwartet sich durch die Hinzunahme einer Bonität oder beobachteter vergangener Zuwächse verbesserte Modellschätzungen, wobei er die Verwendung von beobachteten Zuwächsen bevorzugen würde. Bei der Integrierung beobachteter Zuwächse als direkten Eingangsparameter sollte für die Folgeperiode der geschätzte Zuwachs der Vorperiode Verwendung finden. Dementsprechend wäre die Entwicklung eines Modelles welches nicht nur von einer bestimmten Variablenkombination gesteuert werden kann, sondern sowohl mit einfach zu erhebenden und daher so gut wie immer vorhandenen als auch mit selten erhobenen, unter Umständen aber mit hohem Prognosewert ausgestatteten, Variablen arbeiten kann, wünschenswert.

Schlussfolgerungen

Aus den durchgeföhrten Analysen ergeben sich folgende Schlussfolgerungen:

- Bei der Bestimmung der Konkurrenz zwischen einzelnen Bäumen ist die Konkurrenz, welche von der repräsentierten Stammzahl des untersuchten Baumes auf ihn selber ausgeübt werden kann, zu berücksichtigen.
- Bei der Angabe von Bestimmtheitsmaßen sollte der Anteil, welcher durch einen funktionalen Zusammenhang erklärt wird, eliminiert werden.
- Der Übergang von einer Fünfjahres- zu einer einjährigen Prognosedauer zeigt keine Verschlechterung der Prognoseergebnisse.
- Bei der Koeffizientenbestimmung sollte die abhängige Variable einer Regression untransformiert vorliegen.
- Eine Gewichtung mit der repräsentierten Stammzahl wird empfohlen, um eine biasfreie Prognose der Grundflächenzuwachsleistung des Aufnahmegebietes ohne nachträgliche Korrektur zu ermöglichen.
- Der Zuwachs kann mit Temperatur und Niederschlag im Bereich der erhobenen Daten plausibel erklärt werden.

Danksagung

Die durchgeföhrten Arbeiten konnten dankenswerterweise im Rahmen des WaMod-Projektes durchgeführt werden. Dabei soll insbesondere dem Institut für Waldinventur des BFW und der Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik (ZAMG) für die Datenbereitstellung gedankt werden. Thomas Ledermann und Markus Neumann möchte ich für die Durchsicht des Manuskriptes, den anregenden Diskussionen sowie der Hilfe bei der Literatursuche danken.

Literaturverzeichnis

- ALBERT M. (2004): Modifikationen des BAL-Konkurrenzindex zur Prognose des Durchmesserzuwachses in Mischbeständen. In: J. Nagel (Ed.), Beiträge zur Jahrestagung 2004 in Stift Schlägl, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten - Sektion Ertragskunde, Göttingen, S. 188-195.
- COLE D.M. und A.R. STAGE (1972): Estimating future diameters of lodgepole pine. USDA For. Serv. Res. Pap. INT-131. 20 S.
- HASENAUER H. (1997): Dimensional relationships of open-grown trees in Austria, Forest Ecology and Management, Vol. 96(3), S. 197-206, ISSN 0378-1127, DOI: 10.1016/S0378-1127(97)00057-1.
- HASENAUER H. (2000): Die simultanen Eigenschaften von Waldwachstumsmodellen. Paul Parey Berlin, 131 S.
- KINDERMANN G. (2009): Herleitung des jährlichen Zuwachses für Bäume deren BHD-Zuwachs nur für einen längeren Zeitraum bekannt ist. In: Jahrestagung 25.-27. Mai 2009, Ascona (Schweiz) / Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Tharandt, Deutschland. Sektion Ertragskunde: S. 182-190.
- KINDERMANN G. (2010): Erste österreichweite Jahrringanalyse: Daten, Methoden und Ergebnisse. BFW-Dokumentation (11), Wien, 77 S.
- KRAJICEK, J.E., K.E. BRINKMAN und S.F. GINGRICH (1961): Crown competition - a measure of density. For. Sci. 7, S. 35-42.

- KRISTÖFEL F. (2010): 20 Jahre Solitärprogramm in Österreich. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, Wien, 127(1), S. 37-70.
- LEDERMANN T. und O. ECKMÜLLNER (2004a): Fortschreibung von Inventurdaten mit einem distanzunabhängigen Einzelbaumwachstumsmodell. In: J. Nagel (Ed.), Beiträge zur Jahrestagung 2004 in Stift Schlägl, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten - Sektion Ertragskunde, Göttingen, S. 28-37
- LEDERMANN T. und O. ECKMÜLLNER (2004b): A method to attain uniform resolution of the competition variable Basal-Area-in-Larger Trees (BAL) during forest growth projections of small plots, Ecological Modelling, Vol. 171 (1-2), S. 195-206, ISSN 0304-3800, DOI: 10.1016/j.ecolmodel.2003.08.005.
- LEDERMANN T. und O. ECKMÜLLNER (2005): Zur Fortschreibung von Inventurdaten mit einem distanzunabhängigen Einzelbaumwachstumsmodell. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 176(9/10), S. 153-160.
- MONSERUD R.A. und H. STERBA (1996): A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria, Forest Ecology and Management, Vol. 80(1-3), S. 57-80, ISSN 0378-1127, DOI: 10.1016/0378-1127(95)03638-5.
- NEUMANN M. (2009): Ertragskundliche Dauerversuche - Fragen, Wege, Antworten. In: Langzeitforschung für eine nachhaltige Waldnutzung, Forum für Wissen 2009, Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Birmensdorf, S. 77-86.
- REINEKE L.H. (1933): Perfecting a stand density index for evenaged forests. J. Agric. Res. 46, S. 627-638.
- STAGE A.R. (1973): Prognosis Model for Stand Development. USDA Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-137, Intermountain Research Station, Ogden, Utah, 32 S.
- STAGE R. und W.R. WYKOFF (1998): Adapting distance independent forest growth models to represent spatial variability: Effects of sampling design on model coefficients. Forest Science 44(2), S. 224-238.
- STERBA H. und R.A. MONSERUD (1997): Applicability of the forest stand growth simulator ProgAus for the Austrian part of the Bohemian Massif, Ecol. Model. 98, S. 23-34.
- STERBA H. (1999): PROGNAUS, ein Validierungsbeispiel. In: Kenk, G. (Hrsg.): Beiträge zur Jahrestagung der Sektion Ertragskunde d. DVFFA. S. 24-32.
- STERBA H., N. KOROL und G. RÖSSLER (2001): Ein Ansatz zur Evaluierung eines Einzelbaumwachstumssimulators für Fichtenreinbestände, Forstwissenschaftliches Centralblatt, Vol. 120(1-6), S. 406-421, DOI: 10.1007/BF02796110
- STERBA H., A. BLAB und K. KATZENSTEINER (2002): Adapting an individual tree growth model for Norway spruce (*Picea abies* L. Karst.) in pure and mixed species stands. Forest ecology and Management, 159, S. 101-110.
- VOSPERNIK S. und H. STERBA (2001): Modellierung der Konkurrenz im Mischbestand für den Wachstumssimulator Prognaus. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 118, S. 143-160.
- WYKOFF W.R. (1983): Predicting basal area increment for individual northern rocky mountain conifers. In: Mitteilungen der Forstlichen Bundesversuchsanstalt Wien – Forest growth modeling and simulation, Heft 147.
- WYKOFF W.R. (1990): A Basal Area Increment Model for Individual Conifers in the Northern Rocky Mountains, Forest Science, Vol. 36(4), S. 1077-1104.
- WYKOFF W.R. (1997): Predicting Basal Area Increment in Irregular Stands: a Progress Report. In: Teck R., M. Moeur und J. Adams: Proceedings: Forest Vegetation Simulator conference 1997 February 3-7; Fort Collins, CO. Gen. Tech. Rep. INT-GTR-373. Ogden. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Intermountain Research Station. S. 199-205.
- ZINGG A. (1994): Oberhöhen in Plenterversuchsflächen, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde. Jahrestagung vom 16-18 Mai 1994, Bamberg. S. 236-246.

Gesetzmäßigkeiten der Kronenformentwicklung und Wuchsraumbesetzung. Querschnittsanalyse auf der Basis langfristiger Versuchsflächen

Hans Pretzsch

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität München

Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising

1 Einleitung

Arbeiten über die Größen- und Formentwicklung von Organen, Individuen und Populationen krautiger und holziger Pflanzen haben für die Forstwissenschaft wichtige Gesetzmäßigkeiten enthüllt (ENQUIST et al. 2009; WEST et al. 1997, 2009). Demnach bestehen relativ einfache allometrische Zusammenhänge zwischen dem pflanzeninternem Gefäßsystem, der Organgrößenverteilung, der Kronen- und Wurzelstruktur, der Bestandesstruktur und der Pflanzenzahlverteilung in Beständen. Die Theorie der Allometrie geht von allometrisch idealen Pflanzen aus, die durch innere Eigenschaften bedingt immer ähnlichen Trajektorien folgen (PRETZSCH 2010). Die Größenverhältnisse sind das Ergebnis funktioneller Optimierung und repräsentieren die evolutionäre Anpassung an die Umweltbedingungen. Angelpunkt ist die metabolischen Skalierung (NIKLAS 1994, 2004), wonach für den Zusammenhang zwischen der Blattfläche l_a und der gesamten oberirdischen Pflanzenmasse m_t aufgrund des fraktalen inneren Leitungsbahnensystems von Pflanzen gilt

$$l_a \propto m_t^{3/4},$$

d. h. wenn die Pflanzenmasse m_t um 1 % zunimmt, dann steigt die Blattfläche l_a nicht wie bei geometrischer Skalierung um 2/3, sondern um 3/4 Prozent an. Die Überprüfung dieses von WEST et al. (1997) aus der inneren Pflanzenstruktur theoretisch abgeleiteten Zusammenhangs mit Daten bayerischer Baumanalysen zeigt Abbildung 1.

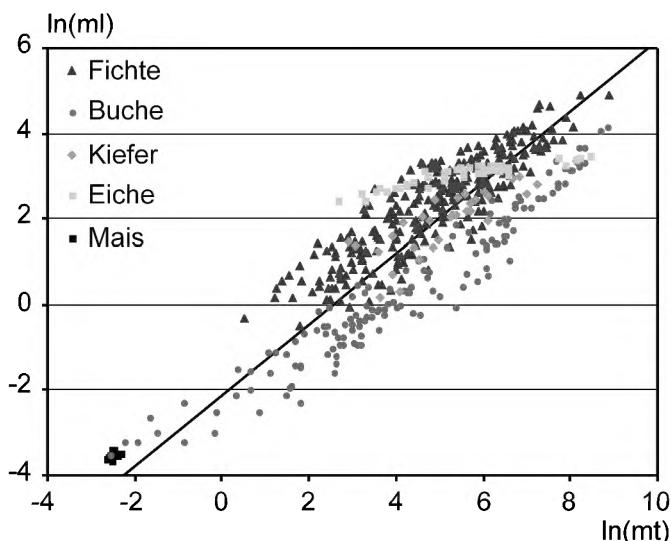


Abb. 1: Metabolische Skalierung der Blattmasse (ml) versus gesamter oberirdischer Pflanzenmasse (mt) $ml \propto mt^{\alpha_{ml,mt}}$ resultiert in Exponenten nahe $\alpha_{ml,mt} = 3/4$. Dargestellt ist eine Auswertung zusammengeführter Daten von Fichten ($n=280$), Buchen ($n=145$), Kiefern ($n=31$) und Eichen ($n=52$) sowie Mais ($n=12$, nicht in der Datengrundlage für die Regressionsanalyse enthalten). Die SMA-Regression erbringt für den Zusammenhang zwischen Blattmasse ml und Gesamtmasse mt $\alpha_{ml,mt} = 0.83 \pm 0.020$. Analoge Regressionsanalysen zur Skalierung von Blattfläche (l_a) über Pflanzenmasse (mt) erbringen $\alpha_{l_a,mt} = 0.74 \pm 0.016$, und Blattmasse (ml) versus Stammmasse (ms) $\alpha_{ml,ms} = 0.79 \pm 0.017$.

Offenbar trifft die Beziehung über die Arten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche zu; auf die Ausgleichsgeraden trifft auch die Blattflächen-Biomassen-Relation von Mais, der nicht in die Regressionsrechnung einbezogen wurde. Die Allgemeingültigkeit dieser Beziehung erstaunt auch deshalb, weil andererseits die äußerlich sichtbare Form (Kronenbreite, Höhe usw.) in breitem Rahmen variieren kann (Abbildung 2). Vorliegender Beitrag analysiert, inwieweit diese scheinbar divergierenden Beobachtungen – stabile Skalierung zwischen Blattfläche und Blattmasse, aber breite Variation und Abweichung der strukturellen Allometrie von den Annahmen für die allometrisch ideale Pflanze – zusammenpassen.

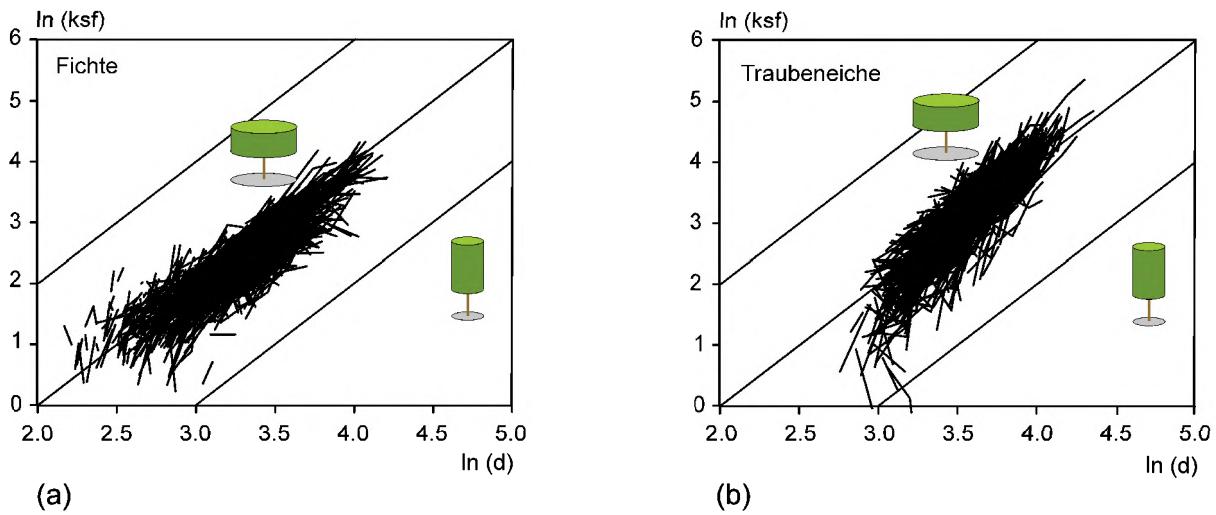


Abb. 2: Skalierung der Kronenschirmfläche (ksf) gegenüber dem Stammdurchmesser (d) für Fichte und Traubeneiche, dargestellt im doppelt-logarithmischen (logarithmus naturalis) Koordinatensystem. Die Analyse der Wiederholungsaufnahmen nach dem Ansatz $\alpha_{y,x} = \ln(y_2 / y_1) / \ln(x_2 / x_1)$ (vgl. Abschnitt 2) erbringt für Fichte $\alpha_{\text{ksf},d} = 1.86 (\pm 0.14 \text{ SE})$ und eine Schwankung der Allometriexponenten zwischen **min – max = -37.8 to 19.3**; für die Eiche gilt $\alpha_{\text{ksf},d} = 2.78 (\pm 0.12 \text{ SE})$ und **min – max = -30.2 to 19.7**.

Es wird aufgedeckt, dass die große Plastizität der Krone und ihre breite Abweichung von festen ein- oder zweidimensionalen Skalierungen dazu beiträgt, die Kronenvolumen-Baumvolumen-Skalierung stabil zu halten. Das Kronenvolumen bildet das Trägersystem für die Blattfläche und skaliert ähnlich in Beziehung zum Baumvolumen wie die Blattfläche zur Baummasse. Mit anderen Worten gewährleistet die strukturelle Plastizität, dass die metabolische Skalierung auf der 3/4-Trajektorie bleiben kann. Sichtbare Struktur und metabolische Prozesse bedingen sich gegenseitig.

Zunächst wird geprüft, (i) wie sich die vertikale und laterale Kronenexpansion unter Konkurrenz verändert und wie das sich daraus ergebende Kronenvolumen über dem Baumvolumen skaliert. Dann wird (ii) untersucht, wie sich Baumarten in der Skalierung ihrer Struktur unterscheiden und ob übergreifend gültige Zusammenhänge bestehen. Schließlich wird der Zusammenhang zwischen metabolischer und struktureller Skalierung hergestellt. Konsequenzen für die Weiterentwicklung der Theorie der Allometrie (Erweiterung der Hypothese von allometrisch idealen Pflanzen), die Forstwissenschaft (Erfassung und Modellierung der Krone) und die Forstwirtschaft (Inventur und Durchforstung von Waldbeständen) werden diskutiert.

2 Material und Methoden

2.1 Material

Eine erste wichtige Datenbasis für die vorliegende Analyse bilden die langfristigen ertragskundlichen Versuchsflächen in Bayern, deren erste Aufnahmen bis in das Jahr 1870 zurückreichen. Insgesamt wurden 80 Versuchsflächen der Baumarten Fichte ($n = 36$), Kiefer ($n = 6$), Buche ($n = 23$) und Traubeneiche ($n = 25$) ausgewählt; es handelt sich durchweg um Reinbestände. Eine analoge Auswertung beschäftigt sich mit Mischbeständen. Maßgeblich für die Auswahl war, dass mit den Versuchsflächen ein möglichst breites Spektrum an Standortbedingungen abgedeckt wird; die Oberhöhenbonitäten auf den Versuchsflächen reichen von 19,3 m bis 44,9 m im Alter 100. Um außerdem ein breites Spektrum an Bestandesdichten in die Untersuchung einzuschließen, reichen die Dichten von völlig un behandelten Beständen bis hin zu Solitärversuchen; das spiegeln die Bestandesdichteindizes wider, die von SDI = 266 (Solitärversuche) bis 1.967 (self-thinning-Bedingungen) reichen.

Für alle einbezogenen Versuchsbestände liegen Baumpositionen, Stamm- und Kronengrößen sowie in Anhalt an GRUNDNER und SCHWAPPACH (1952) berechnete oberirdische Baumvolumina vor. Insgesamt umfasst der Datensatz mehr als 10.000 Beobachtungen an Fichten ($n = 4.375$), Kiefern ($n = 683$), Buchen ($n = 2.006$) und Eichen ($n = 3.358$). Die Baumdurchmesser reichen von 3,0 bis 103,4 cm, die Höhen von 4,7 bis 46,3 m, die Kronenschirmflächen von 0,4 bis 318,4 m^2 und das oberirdische Baumvolumen von 0,002 bis 20,042 m^3 . Der Überschirmungsindex und Dichteindex der Einzelbäume (vgl. Abschnitt 2.3 „Bestimmung der Konkurrenzsituation der Einzelbäume“) reicht von uebi = 0 bis 0,82 und die Dichte von sdi = 30 bis 1.161.

Für die artübergreifende Analyse der Baumallometrie wurden insgesamt 126 Ertragstafeln für 52 Baumarten analysiert, wovon 30 der Gruppe der Angiospermen und 22 den Gymnospermen zuzurechnen sind. Als Gattungen wurden eingeschlossen *Abies*, *Acer*, *Alnus*, *Betula*, *Carpinus*, *Castanea*, *Cunninghamia*, *Eucalyptus*, *Fagus*, *Fraxinus*, *Juglans*, *Larix*, *Nothofagus*, *Picea*, *Pinus*, *Populus*, *Prunus*, *Pseudotsuga*, *Quercus*, *Robinia*, *Shorea*, *Thuja* und *Tilia*. Aus den Ertragstafeln wurden die mittleren Baumdurchmesser, Höhen, Volumina, Standflächen und Standräume abgegriffen bzw. berechnet. Standflächen und Standräume für die Mittelstämme wurden als Quotient aus Bestandesfläche (10.000 m^2) und Baumzahl pro ha ermittelt. Um sicherzustellen, dass die so ermittelte Standfläche bzw. der Standraum mit der Kronenschirmfläche bzw. dem Kronenvolumen übereinstimmt, wurden nur solche Ertragstafeln in die Analyse einbezogen, die maximale oder hohe Dichte (undurchforstete Bestände, leicht und mäßig durchforstete Bestände) abbilden.

2.2 Skalierung der Baumstruktur

Die Ableitung der Skalierungsexponenten aus den Versuchsflächendaten basiert auf den Wiederholungsmessungen von Durchmesser, Höhe, Kronenbreite usw. In Anhalt an NIKLAS (2004) wurde die Skalierung von Organgröße y gegenüber x durch den Allometriexponenten $\alpha_{y,x} = \ln(y_2/y_1)/\ln(x_2/x_1)$ ermittelt, wobei y_1 und y_2 sowie x_1 und x_2 aus Wiederholungsaufnahmen bekannt sind. Vorteil dieser Differenzenmethode ist es, dass sie unabhängig vom benutzten Algorithmus der Regressionsanalyse (OLS, RMA usw.) ist (PRETZSCH et al. 2010). Aus den Ertragstafeldaten wurden die Skalierungsexponenten $\alpha_{\bar{y},\bar{x}}$, basierend auf den Mittelstammwerten, regressionsanalytisch ($\ln(\bar{y}) = \ln(\beta) + \alpha_{\bar{y},\bar{x}} \ln(\bar{x})$) mit dem Verfahren der standardisierten Hauptachsenregression (SMA-Verfahren, auch bekannt als Reduced major axis- oder RMA-Verfahren) abgeleitet. Dabei wurde das R-Software, package „smatr“ nach WARTON et al. (2006) angewandt (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009).

Die Skalierungsanalyse der Einzelbaumentwicklung auf den Versuchsflächen geht also von Wiederholungsmessungen aus, aus denen über Quotientenbildung die Steigung $\alpha_{y,x}$ der Allometrie-Trajektorie abgeleitet wird. Die Skalierungsanalyse auf Grundlage der Mittelstammwerte aus den Ertragstafeln basiert auf der Regressionsanalyse der logarithmierten Mittelstammdimensionen und Anwendung des Ausgleichsverfahrens SMA.

2.3 Bestimmung der Konkurrenzsituation von Bäumen

Ausgehend von der räumlich expliziten Einmessung von Baumpositionen und Kronen lassen sich von allen Einzelbäumen auf den Versuchsflächen Maßzahlen für deren Überschirmung und seitliche Einengung ermitteln. In die Konkurrenzanalyse eines Baumes k wurden alle die Nachbarn einbezogen, deren Abstand geringer ist als der mittlere Kronendurchmesser des Baumes k . Die Ermittlung des mittleren Kronendurchmessers in Abhängigkeit von Durchmesser und Höhe erfolgte nach PRETZSCH und BIBER (2010). Um die relative Positionierung eines Baumes innerhalb des Kronenraumes zu bestimmen, wurde der Überschirmungsindex uebi berechnet: Dafür wird zunächst die Höhe des größten Baumes in dem beschriebenen Einflussbereich bestimmt (h_{max}). Dann wird die Höhe des betreffenden Baumes in der Relation zu h_{max} gesetzt und der Überschirmungsindex uebi resultiert als $uebi_k = 1 - h_k/h_{max}$. Je höher uebi $_k$, desto stärker ist der Baum k unterdrückt und je begrenzter ist sein Zugang zur Strahlung (Abb. 3). Die seitliche Einengung von Baum k wird über den Bestandesdichteindex sdi $_k$ innerhalb des beschriebenen individuellen Einflussbereiches bestimmt, wobei $sdi_k = N_{beob} (25/d_q)^{\alpha_{N,dq}}$. Der Index sdi $_k$ wird in Anhalt an REINEKE (1933) berechnet, wobei N_{beob} die Baumzahl pro ha innerhalb des oben beschriebenen Einflussbereiches (konzentrischer Kreis um Baum k mit einem Radius, der dem Kronendurchmesser entspricht) ist, d_q der quadratische Mitteldurchmesser in demselben Einflussbereich. Für die Kalkulation von sdi vernachlässigen wir, dass die Allometriekoeffizienten nach PRETZSCH und BIBER (2005) artspezifisch sind und unterstellen die verallgemeinerte Beziehung $\alpha^{N,\bar{d}} = -1.605$ nach REINEKE (1933).

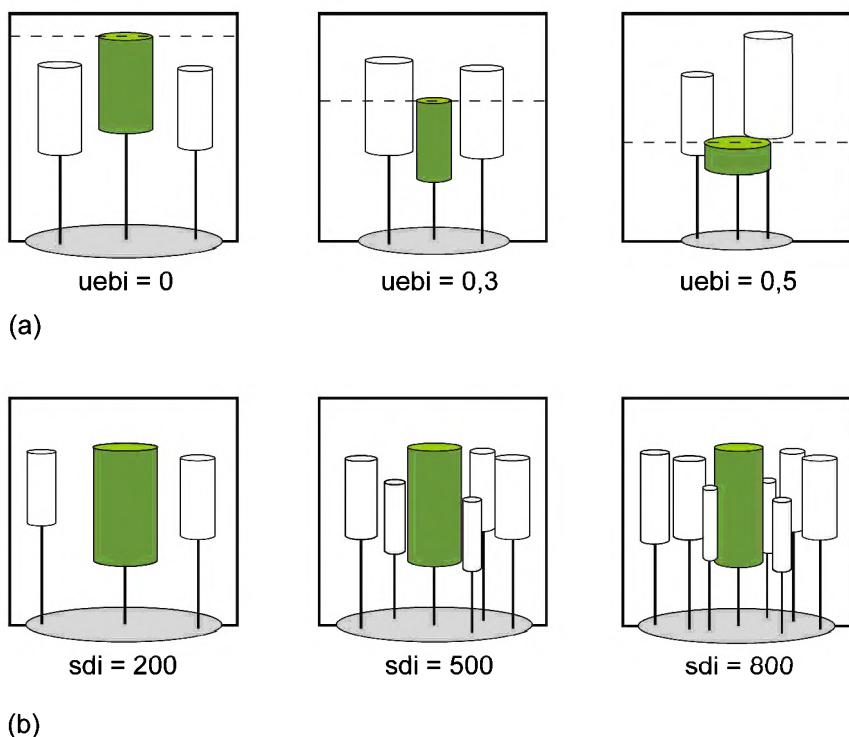


Abb. 3: Überschirmungsindex uebi und Dichteindex sdi quantifizieren die vertikale bzw. laterale Konkurrenzierung der Baumkrone innerhalb einer vorgegebenen Einflusszone (grauer Kreis). (a) uebi = 0, 0,3, und 0,5 bezeichnen die Stellung eines vorherrschenden, mitherrschenden bzw. unterständigen Baumes. (b) sdi = 200, 500, 800 indizieren geringe, mittlere bzw. hohe Packungsdichte in der Einflusszone.

3 Ergebnisse

3.1 Kronenallometrie in Abhängigkeit von Konkurrenz

Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen Kronenallometrie und Konkurrenz stehen uns von allen einbezogenen Bäumen die Allometriekoeffizienten zwischen unterschiedlichen Dimensionsgrößen, z. B. von h versus v , ksf versus v und h versus d , zur Verfügung, sowie die Konkurrenzvariablen uebi und sdi. Im Folgenden werden unterschiedliche Allometrieeponenten auf ihre funktionale Abhängigkeit von diesen Konkurrenzvariablen untersucht.

Zunächst prüfen wir am Beispiel von Fichte und Buche, ob die Kronenschirmflächen-Baumdurchmesser-Allometrie von der Bestandesdichte (sdi) abhängt (Abb. 4). Es ist erkennbar, dass die Allometriekoeffizienten zwischen $\alpha_{ksf,d} = 0,5$ und 4,0 variieren. Sie konzentrieren sich also nicht um den Erwartungswert bei geometrischer Gleichheit, der bei $\alpha_{ksf,d} = 2,0$ liegen würde. Vielmehr zeigt sich eine deutliche Abhängigkeit der Allometrieeponenten von der Bestandesdichte, die durch den sdi repräsentiert wird. Weiter stellen wir einen klaren artspezifischen Unterschied zwischen Fichte und Buche fest. Die Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie der Fichte ist im Durchschnitt größer als jene der Buche und fällt steiler ab, wenn die Konkurrenz zunimmt.

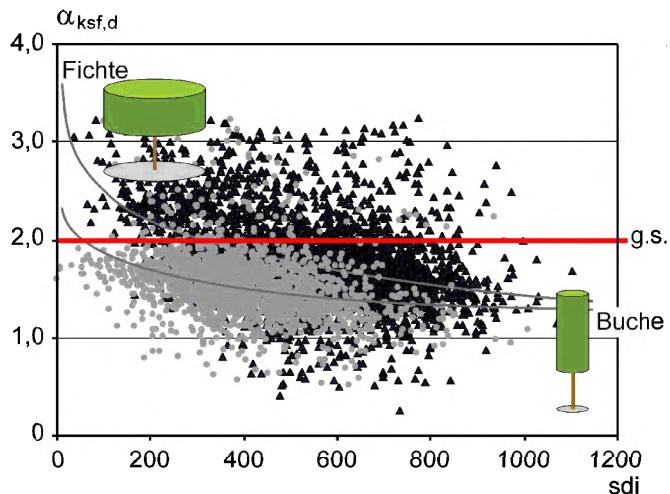


Abb. 4: Allometrischer Zusammenhang zwischen Kronenschirmfläche (ksf) und Baumdurchmesser (d) $\alpha_{\text{ksf},d}$ für Fichte ($n=4.208$) und Buche ($n=1.932$) in Abhängigkeit von der Dichte sdi. Der Zusammenhang wurde ausgeglichen durch OLS-Regression $\alpha_{\text{ksf},d} = 4,692 (\pm 0,10) - 0,47 (\pm 0,02) \ln(\text{sdi})$, $R^2=0,18$ and $p<0,001$ bzw. $\alpha_{\text{ksf},d} = 2,834 (\pm 0,10) - 0,22 (\pm 0,02) \ln(\text{sdi})$, $R^2=0,10$ and $p<0,001$ (Standardfehler der Koeffizienten in Klammern).

Weiter prüfen wir am Beispiel der Buche, ob neben der Bestandesdichte (sdi) auch die Überschirmung (uebi) einen Einfluss auf die Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie ausübt (Abb. 5). Wieder sehen wir eine breite Variation der Exponenten der Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie. Mit zunehmender Überschirmung steigt der Allometriee exponent an. Weiter steigt der Allometriee exponent mit abnehmender Bestandesdichte. Das heißt, dass sowohl starke Überschirmung (die zum Schattenhabitus führt) als auch starke Auflichtung des Bestandes (die ein ausladendes Solitärwachstum ermöglicht) das Kronenbreitenwachstum in Relation zum Durchmesserwachstum fördert.

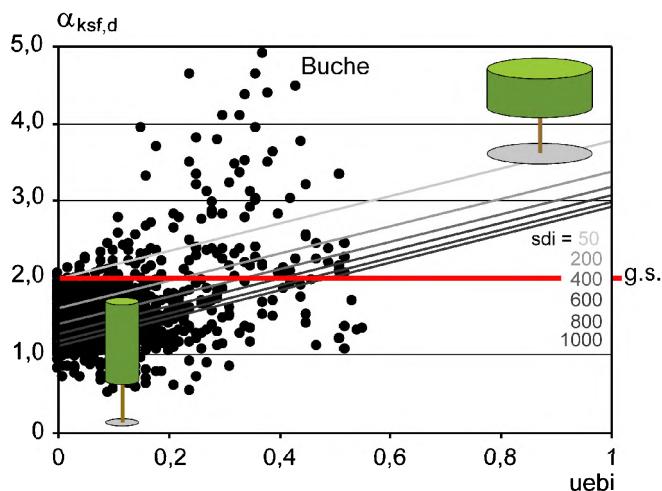


Abb. 5: Allometrischer Zusammenhang zwischen Kronenschirmfläche (ksf) und Baumdurchmesser (d) $\alpha_{\text{ksf},d}$ für Buche ($n=1.916$) in Abhängigkeit von der Überschirmung uebi und Dichte sdi. Der Zusammenhang wurde ausgeglichen durch OLS-Regression:

$$\alpha_{\text{ksf},d} = 3,125 (\pm 0,120) + 1,779 (\pm 0,092) \text{uebi} - 0,288 (\pm 0,020) \ln(\text{sdi})$$
, $R^2=0,21$ und $p<0,001$ (Standardfehler der Koeffizienten in Klammern).

Noch interessanter sind die Allometrien zwischen Höhe und Baumvolumen sowie Kronenschirmfläche und Baumvolumen, denn Kronenschirmfläche und Höhe spannen das Kronenvolumen bzw. den Wuchsraum auf. Das Baumvolumen steht in engem Zusammenhang zu der Pflanzenmasse. Und das Kronenvolumen repräsentiert, ähnlich wie die Blattfläche, die Ressourcennutzung, metabolische Aktivität und Raumbesetzung. Der

Zusammenhang zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen ($kv \propto v^{\alpha_{kv,v}}$) repräsentiert quasi die strukturelle Analogie zum Zusammenhang zwischen Blattfläche und Pflanzenmasse ($1a \propto mt^{3/4}$).

Abbildung 6 zeigt für die Buche die Höhen-Volumen-Allometrie und Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie; diese bilden die Komponenten der Kronenvolumen-Volumen-Allometrie. Der aufgedeckte gegenläufige Zusammenhang, wie er sich für die Buche darstellt, gilt auch für die weiteren untersuchten Baumarten Fichte, Kiefer und Eiche. Demnach folgt der Zusammenhang zwischen Überschirmung und der Höhen-Volumen-Allometrie einem (von unten betrachtet) konkavem Kurvenverlauf, während die Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie konvexen Verlauf hat. Mit Blick auf die Bestandesdichte reagieren beide Allometriekoeffizienten ebenfalls gegenläufig: Im Falle der Höhen-Volumen-Allometrie bewirkt eine Absenkung der Dichte auch eine Absenkung der Allometriekoeffizienten. Dagegen liegen die Verhältnisse bei der Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie anders herum: Mit abnehmender Dichte steigen die Allometriekoeffizienten an.

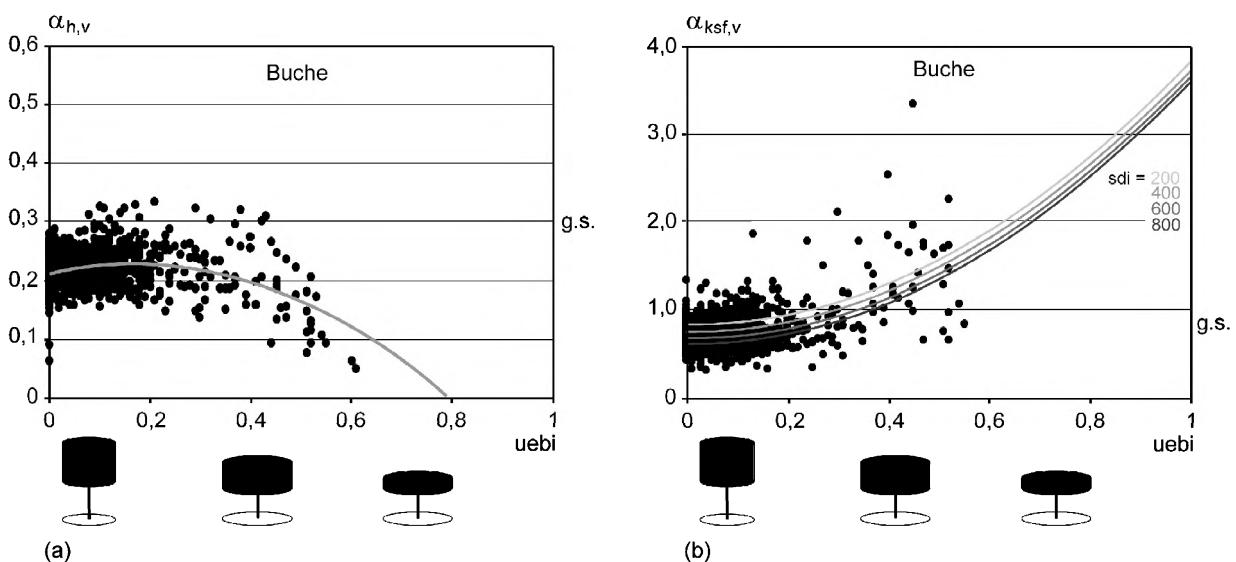


Abb. 6: Skalierung von (a) Baumhöhe versus Baumvolumen $\alpha_{h,v}$ und (b) Kronenschirmfläche versus Baumvolumen $\alpha_{ksf,v}$ in Abhängigkeit von uebi und sdi, dargestellt für die Baumart Buche. Die Zusammenhänge wurden ausgeglichen durch OLS-Regression
 $\alpha_{h,v} = 0,157(\pm 0,009) + 0,153(\pm 0,019)uebi - 0,511(\pm 0,044)uebi^2 + 0,009(\pm 0,002)\ln(sdi)$,
 $R^2=0,14$, $n = 1.414$, $p < 0,001$ und
 $\alpha_{ksf,v} = 1,610(\pm 0,062) + 3,013(\pm 0,130)uebi^2 - 0,150(\pm 0,010)\ln(sdi)$,
 $R^2=0,33$,
 $n = 1.374$ und $p < 0,001$ (Standardfehler der Koeffizienten in Klammern).

Daraus folgt für die Kronenplastizität: Die Allometriekoeffizienten Höhe-Baumvolumen und Kronenschirmfläche-Baumvolumen, die das Kronenvolumen aufspannen, können in breitem Umfang variieren. Allerdings ist die Kronenplastizität in der Hinsicht begrenzt, dass jenseits von uebi-Werten von 0,7 und jenseits von sdi-Werten von 800 bis 1.000 (also bei extremer Überschirmung und extremer Bestandesdichte) Bäume nicht mehr überleben können. Weiter stellen wir eine Gegenläufigkeit zwischen Höhen-Volumen- und Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie fest. Wird ein Baum eingeengt oder freigestellt, so reagieren Höhe oder Kronenbreite in einer Weise, dass das Kronenvolumen über dem Baumvolumen immer etwa konstant skaliert. Diese Gegenläufigkeit der Höhen-Volumen- und Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie, die zur Stabilisierung des Kronenvolumens beiträgt, stellen wir für alle Baumarten fest. In jedem Fall ergibt sich eine negative Korrelation zwischen den Allometriekoeffizienten $\alpha_{h,v}$ und $\alpha_{ksf,v}$.

Die Berechnung der Kronenvolumen-Baumvolumen-Allometrie ($\alpha_{kv,v}$) läuft auf eine Multiplikation der zwei bisher gesondert betrachteten Dimensionsgrößen Höhe und Kronenbreite ($kv = h \times ksf$) und auf eine Addition der Allometriekoeffizienten hinaus ($kv = h \times ksf = v^{\alpha_{h,v} + \alpha_{ksf,v}}$, d. h. $\alpha_{kv,v} = \alpha_{h,v} + \alpha_{ksf,v}$). Aufgrund der Gegenläufigkeit beider Allometrien ($\alpha_{h,v}, \alpha_{ksf,v}$) bei Zunahme der Konkurrenz, liefert ihre Addition relativ konstante Werte zwischen $\alpha_{kv,v} = 0,7-0,9$. Ähnlich wie die Blattflächen-Pflanzenmassen-Allometrie ($1a \propto mt^{3/4}$

) relativ stabil entlang der 3/4-Trajektorie verläuft, verläuft auch die Kronenvolumen-Baumvolumen-Allometrie ($\text{kv} \propto v^{3/4}$) relativ konstant entlang einer Trajektorie, die ähnliche Steigung aufweist. Während also die einzelnen Komponenten der Allometrie, d. h. Zusammenhänge zwischen ein- oder zweidimensionalen Variablen (h , d , ksf) beträchtlich variieren können, ist der Zusammenhang zwischen dreidimensionalen Größen aufgrund deren Interaktion geringer.

3.2 Kronenallometrie und Baumart

Abbildung 7 zeigt anhand der drei allometrischen Beziehungen Kronenschirmfläche versus Durchmesser, Kronenschirmfläche versus Baumvolumen und Kronenvolumen versus Baumvolumen, dass der Einfluss der Konkurrenz auf die Skalierungsparameter beim Übergang von eindimensionalen zu zweidimensionalen und dreidimensionalen Skalierungsrelationen abnimmt. Ursache hierfür ist die im letzten Abschnitt dargestellte Interaktion zwischen vertikaler und lateraler Kronenexpansion. Darüber hinaus zeigt Abbildung 7, dass sich bei diesem Übergang von ein- zu dreidimensionaler Skalierung auch die zwei dargestellten Baumarten annähern. Während es bei der Allometrie zwischen Kronenschirmfläche und Durchmesser und jener zwischen Kronenschirmfläche und Volumen noch deutliche baumartenspezifische Unterschiede gibt, wird der Einfluss der Konkurrenz und der Baumart auf die Skalierungsexponenten beim Zusammenhang Kronenvolumen versus Baumvolumen geringer; der Skalierungsexponent konvergiert hier gegen den Erwartungswert allometrisch idealer Pflanzen von 3/4.

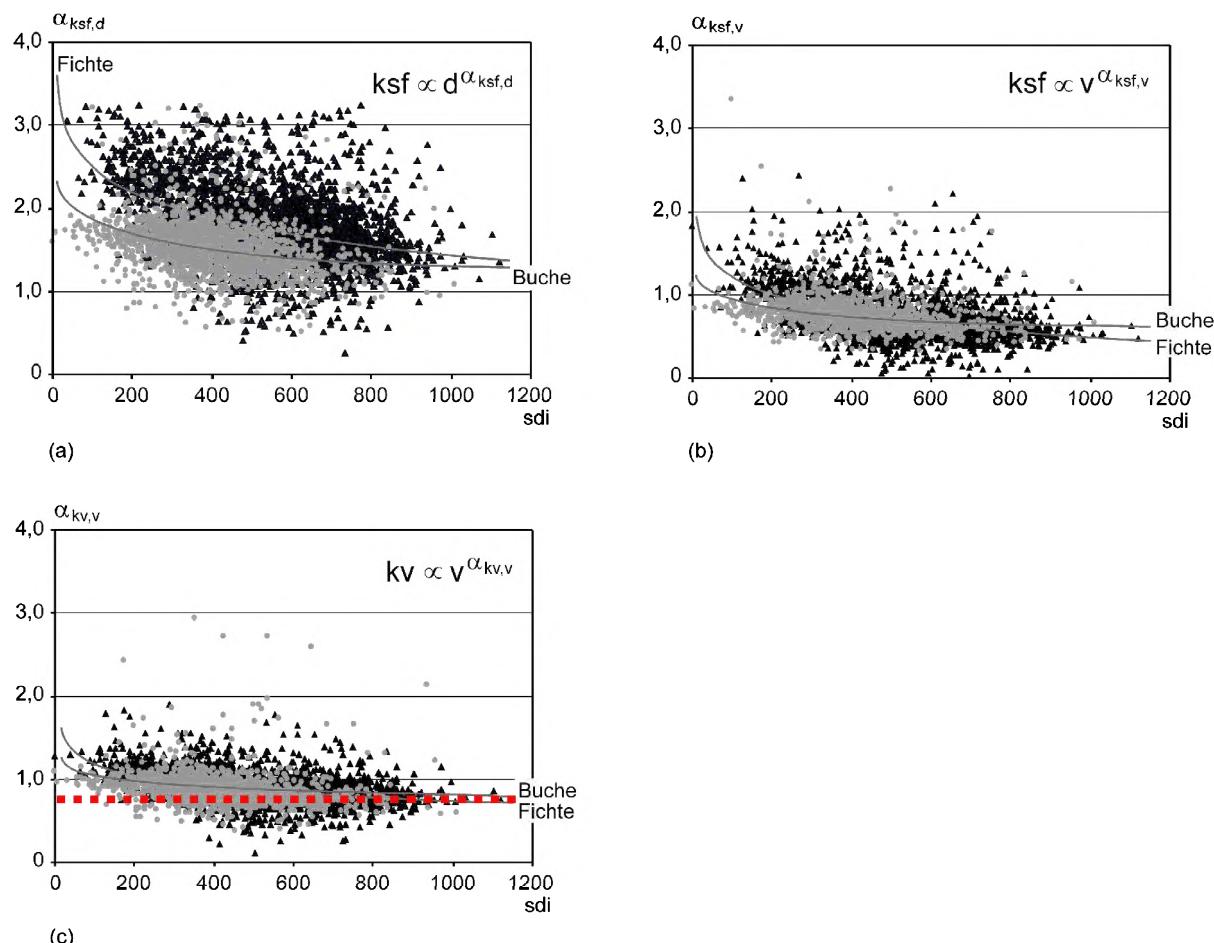


Abb. 7: Zusammenhang zwischen Skalierungsexponenten der Krone und Dichte sdi für Fichte und Buche. Beim Übergang von $\alpha_{\text{ksf},d}$ zu $\alpha_{\text{ksf},v}$ und $\alpha_{\text{kv},v}$ nimmt der Einfluss der Dichte ab und die Baumarten werden sich in der Ausprägung des Zusammenhangs ähnlicher. Der Skalierungsexponent $\alpha_{\text{kv},v}$ liegt unabhängig von Konkurrenz und Art nahe bei 3/4.

Die Unterschiede, die hier für zwei Arten dargestellt sind, wurden für Fichte, Kiefer, Buche und Eiche varianzanalytisch geprüft. Demnach bestehen zwischen den Arten signifikante Unterschiede, solange wir die

Skalierungsexponenten Kronenschirmfläche versus Durchmesser, Höhe versus Kronenschirmfläche, Höhe versus Volumen betrachten. Die Unterschiede werden aber geringer und lösen sich auf, wenn wir zu Zusammenhängen zwischen Kronenschirmfläche und Volumen bzw. Kronenvolumen und Baumvolumen übergehen. Bei letzterer Beziehung bestehen keine Unterschiede mehr zwischen den Baumarten Buche und Eiche und auch Fichte und Buche sind kaum mehr in den Skalierungsexponenten zu unterscheiden. Die Ergebnisse basieren auf einer varianzanalytischen Auswertung auf der Basis von insgesamt circa 10.000 Skalierungsexponenten der vier genannten Baumarten.

Hinter dieser Annäherung der Baumarten beim Übergang zu dreidimensionalen Skalierungsrelationen steckt die negative Korrelation zwischen Höhen-Volumen-Allometrie und Kronenschirmflächen-Volumen-Allometrie, die wir auch bei der Analyse des Konkurrenzefflusses auf die Kronenform gesehen haben (vgl. Abschnitt 3.1). Abbildung 8 führt die individuellen Skalierungsexponenten der Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Traubeneiche in einer Grafik zusammen; ausgefüllte Symbole repräsentieren die Individualwerte, leere Symbole die Mittelwerte für die Baumarten. Sowohl die Individualwerte als auch die Mittelwerte lassen einen trade-off zwischen vertikaler und lateraler Kronenausdehnung erkennen. Das Produkt aus Höhe und Kronenschirmfläche, das den Standraum und (bei unterstellter Proportionalität zwischen Höhe und Kronenlänge nach MCMAHON and KRONAUER (1976)) auch das Kronenvolumen repräsentiert, bleibt demnach über die Baumarten hinweg relativ stabil.

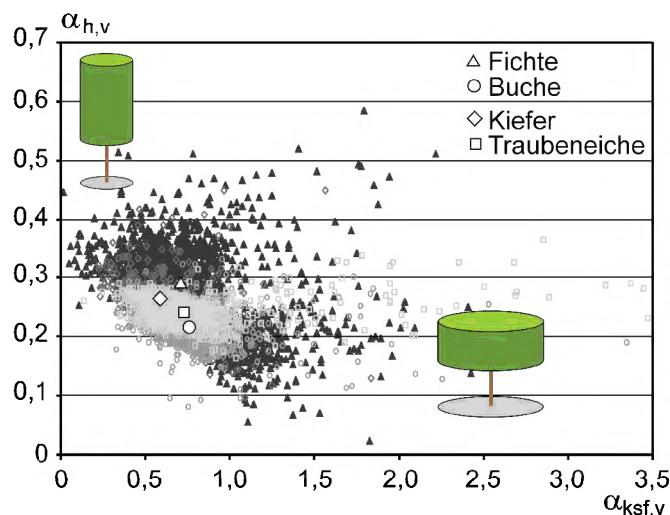


Abb. 8: Zusammenhang zwischen vertikaler und lateraler Skalierung der Krone ($\alpha_{h,v}$ bzw. $\alpha_{ksf,v}$) von Fichte (Dreiecke), Buche (Kreise), Kiefer (Rechtecke) und Eiche (Rauten). Dargestellt sind die Ausprägungen für die Einzelbäume (ausgefüllte Symbole) und die Mittelwerte der Arten (leere Symbole). Erwartungswerte für die Skalierung allometrisch idealer Pflanzen (West et al., 2009) sind $\alpha_{h,v} = 0,25$ bzw. $\alpha_{ksf,v} = 0,50$.

Um diese bemerkenswerte Variation der Höhen- und Kronenschirmflächen-Allometrie und Konstanz der Kronenvolumen-Baumvolumen-Allometrie zwischen den Baumarten zu erhärten, wurden aus insgesamt 126 Ertragstafeln von 52 Arten die Allometriewerke Mittelhöhe versus Mitteldurchmesser, Kronenschirmfläche versus Durchmesser, Stammvolumen versus Durchmesser und Kronenvolumen versus Durchmesser über SMA-Regression (vgl. Abschnitt 2.2) ermittelt. Abbildung 9 zeigt die Häufigkeitsverteilungen der gefundenen Skalierungsexponenten und unterstreicht, dass bei den ein- und zweidimensionalen Skalierungsexponenten erhebliche Variation zwischen den Arten besteht, dass aber die Skalierung Kronenvolumen gegenüber Stammvolumen über alle Arten hinweg erstaunlich stabil und nahe bei 3/4 liegt. In die Häufigkeitsdiagramme sind neben den Erwartungswerten für die Skalierung bei geometrischer Gleichheit auch die Erwartungswerte für die Skalierung allometrisch idealer Pflanzen eingetragen.

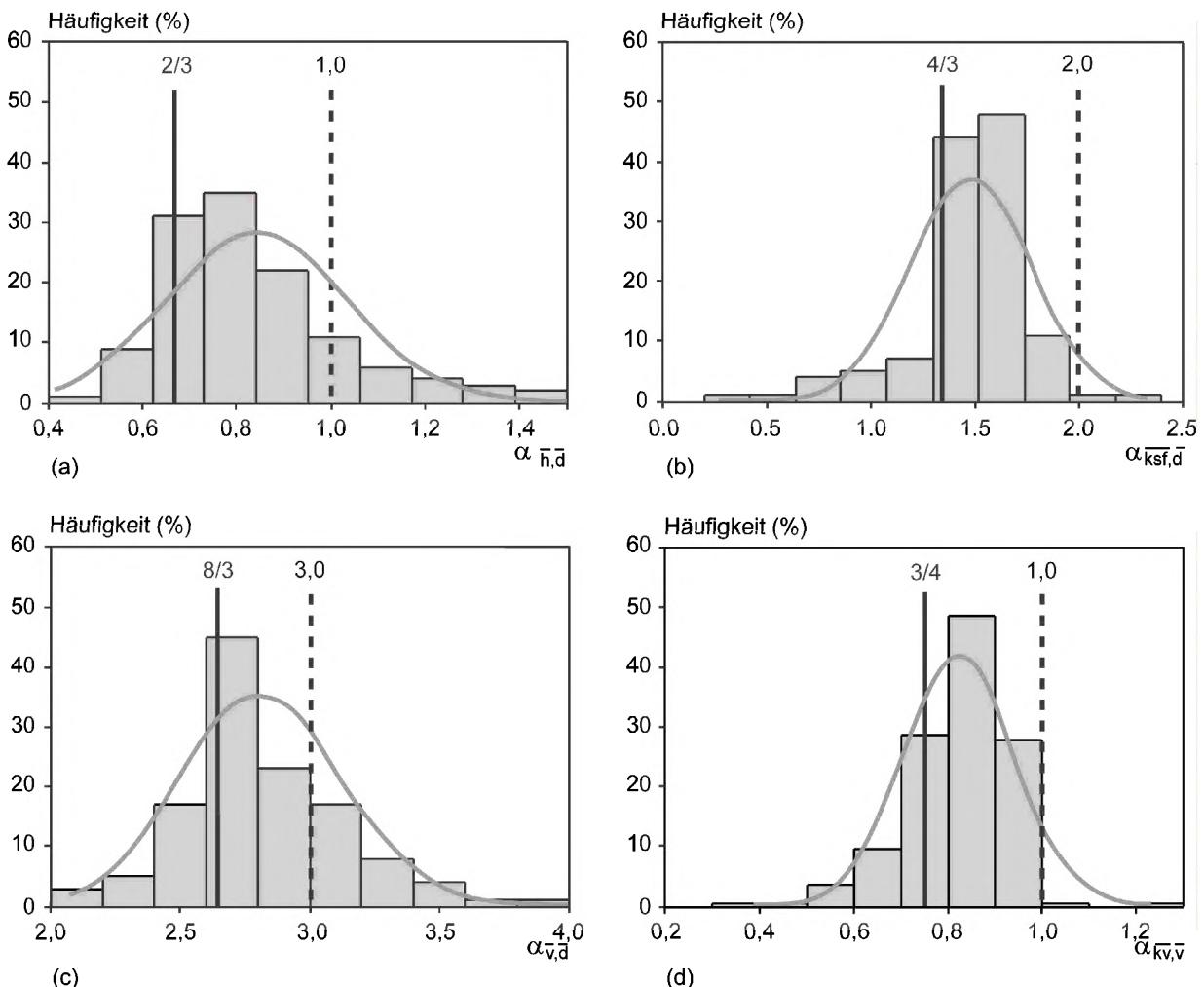


Abb. 9: Häufigkeitsverteilung der Skalierungsexponenten $\alpha_{\bar{h}, \bar{d}}$, $\alpha_{\bar{k}_{sf}, \bar{d}}$, $\alpha_{\bar{v}, \bar{d}}$, und $\alpha_{\bar{k}_v, \bar{v}}$ für 52 Arten, berechnet auf der Grundlage von 126 Ertragstafeln (vgl. Abschnitt 2.1). Erwartete Skalierungsexponenten sind durch durchgezogene vertikale Balken (allometrisch ideale Pflanzen) bzw. durch gebrochen vertikale Balken (euklidische geometrische Skalierung) dargestellt. Als Referenz ist die jeweilige Normalverteilung eingetragen. $\alpha_{\bar{h}, \bar{d}}$, Skalierung von Mittelhöhe gegen Mitedurchmesser; $\alpha_{\bar{k}_{sf}, \bar{d}}$, Skalierung der Kronenschirmfläche gegen Mitedurchmesser; $\alpha_{\bar{v}, \bar{d}}$, Skalierung des Stammvolumens gegen Mitedurchmesser; $\alpha_{\bar{k}_v, \bar{v}}$, Skalierung des Kronenvolumens gegen Stammvolumen.

In Abbildung 10 ist am Beispiel des Zusammenhangs Mittelhöhe versus Durchmesser und Kronenschirmfläche versus Durchmesser die signifikante Abnahme der Höhenexpansion bei Kronenbreitenexpansion dargestellt. Dieser Zusammenhang zeigt, dass zwischen den Allometrieexponenten derartige Wechselwirkungen bestehen, dass ein- und zweidimensionale Relationen stark streuen können, trotzdem aber stabile dreidimensionale Skalierungszusammenhänge bestehen bleiben. Das gewährleistet eine Kronenplastizität, die über alle Arten die konkurrenzübergreifende metabolische Skalierung und Einhaltung der $\frac{3}{4}$ -Trajektorie determiniert.

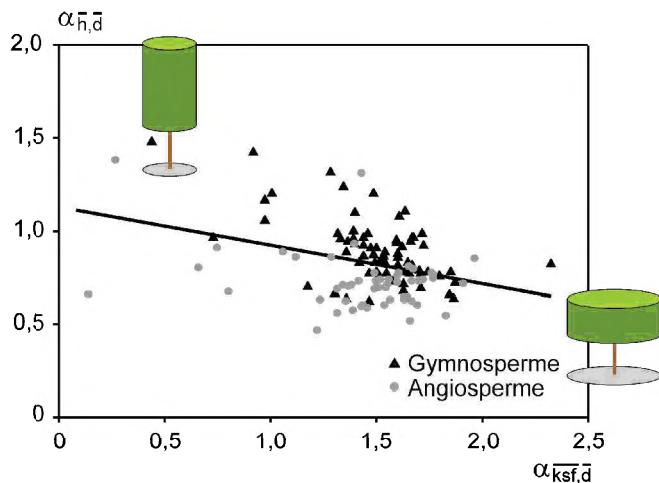


Abb. 10: Negativer Zusammenhang zwischen den Skalierungsexponenten $\alpha_{\bar{h},\bar{d}}$ und $\alpha_{\bar{k}_{sf},\bar{d}}$ dargestellt für 52 Baumarten aus 126 Ertragstafeln. Dargestellt sind die auf der Basis der Ertragstafeln ermittelten Allometriexponenten für gymnosperme Arten (Dreiecke) und angiosperme Arten (Kreise) sowie die über OLS Regression ermittelte Ausgleichsgerade über alle Arten $\alpha_{\bar{h},\bar{d}} = 1,131 - 0,206 \alpha_{\bar{k}_{sf},\bar{d}}$ ($n=126$, $p<0,001$, $r^2=0,13^{***}$, $F_{1,124}=18,97$).

4 Diskussion und Folgerungen

Für die Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche wird die Kronenplastizität unter Konkurrenz (bei Überschirmung bzw. seitlicher Einengung) analysiert. Konkurrenz kann die Krone in sehr unterschiedlicher Weise verformen; es können schmale aber langgezogene Kronen oder ausladende aber kurze Kronen entstehen. Die allometrische Beziehung zwischen Kronenvolumen und Größe des Baumes (Größe ausgedrückt durch Volumen bzw. Gewicht) folgt aber in weitem Rahmen der Skalierung $kv \propto v^{3/4}$. Grund hierfür ist die gegenläufige Reaktion von Baumhöhe und Kronenbreite auf Konkurrenz. Während die Skalierung von Höhe versus Baumgröße und Kronenbreite versus Baumgröße in breitem Rahmen schwanken und von den Erwartungswerten für allometrische Skalierung ($\alpha_{h,v} = 1/4$, $\alpha_{k_{sf},v} = 2/4$) abweichen können, liegt die Skalierung des Kronenvolumens versus Baumvolumen relativ stabil bei $\alpha_{kv,v} = 3/4$. Damit entspricht sie etwa der metabolischen Skalierung zwischen Blattfläche la und Gesamtmasse der Pflanze für die nach WEST et al. (1997, 2009) gilt $la \propto mt^{3/4}$.

Die artübergreifende Analyse der Höhen-Volumen- und Kronenbreiten-Volumen-Allometrie erbringt ein ähnliches Muster. Es gibt Arten (insbesondere gymnosperme Arten), die lange und schmale Kronen ausbilden, während andere (angiosperme Arten) eher zu kürzeren und breiteren Kronen neigen. Wieder variiert die Skalierung der Baumdimensionen Höhe und Kronenbreite für sich betrachtet ganz erheblich und weicht entsprechend stark von Erwartungswerten bei metabolischer Skalierung (WEST et al. 2009) ab. Aber die Skalierung des Kronenvolumens über dem Pflanzenvolumen schwankt auch über die Arten hinweg wesentlich geringer und liegt bei $\alpha_{kv,v} = 3/4$.

Demnach kann Skalierung zwischen ein- oder zweidimensionalen Baumdimensionsgrößen sowohl inner- als auch zwischenartlich erheblich schwanken. Das verleiht der Krone hohe Plastizität und hält die Kronenvolumen-Baumvolumen-Skalierung stabil auf der 3/4-Trajektorie. Das gewährleistet das für die Blattorgane notwendige und für die metabolische 3/4-Skalierung unverzichtbare Trägersystem (Abb. 11). Es besteht also eine Analogie zwischen metabolischer Skalierung $la \propto mt^{3/4}$ und Skalierung der Struktur $kv \propto v^{3/4}$, sodass ferner $la \propto kv$. Für die Oberfläche (o) und das Volumen (v) stereometrischer Körper gilt $o \propto v^{2/3}$ bzw. $v \propto o^{3/2}$, woraus sich $la \propto kof^{3/2}$ ergibt. Wenn die Kronenoberfläche um 1 % zunimmt, steigt die Blattfläche also um 1,5 % an. Das offenbart die fraktal-ähnliche Raumfüllung der Krone mit Blattmasse. Und es bedeutet, dass das Kronenvolumen kv (nicht Kronenoberfläche kof) proportional zur Blattfläche ist. Damit wird das Kronenvolumen zum aussagekräftigen Indikator für Ressourcenaufnahme, Mischungsanteile, Raumfüllungs- und Ausdünnungsprozesse (PRETZSCH 2006, ZEIDE 1987).

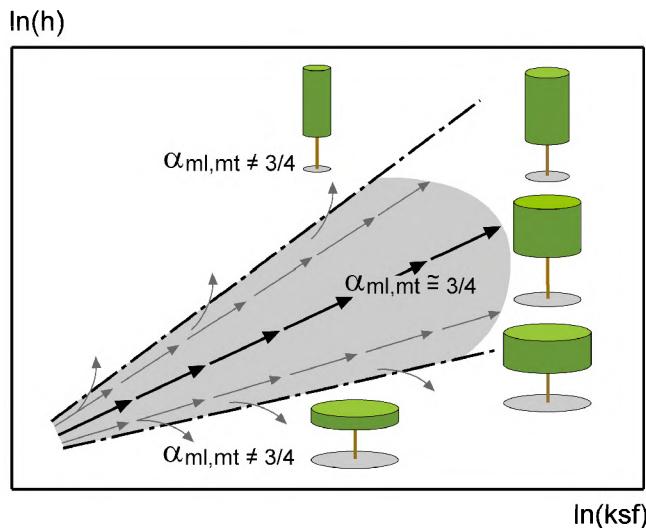


Abbildung 11: Zusammenhang zwischen Skalierung der Struktur und metabolischer Skalierung in schematischer Darstellung. Mit zunehmender Größe erweitern Bäume entweder die Länge oder die Breite ihrer Krone und damit die Haltevorrichtung für die Blattorgane. Wenn die Konkurrenz (seitliche Einengung, Überschirmung ihrer Krone) die Plastizität und Anpassungsfähigkeit ihrer Kronen überfordert und das Kronenvolumen (Produkt aus Länge und Breite) nicht gehalten werden kann, dann wird auch $\alpha_{ml,mt} < 3/4$, d. h. die Bäume können nicht mehr der $\frac{3}{4}$ Trajektorie folgen und fallen aus.

Daraus ergeben sich folgende Konsequenzen für die Weiterentwicklung der Theorie der Allometrie (Erweiterung der Hypothese von allometrisch idealen Pflanzen), die Forstwissenschaft (Erfassung und Modellierung der Krone) und Forstwirtschaft (Inventur und Durchforstung von Waldbeständen).

Die Skalierungsfaktoren für allometrisch ideale Pflanzen (ENQUIST et al. 2009; WEST et al. 2009) werden relativiert was die Zusammenhänge zwischen ein- und zweidimensionalen Baumerkmalen betrifft. Hier werden große Variationen, gleichbedeutend mit Plastizität festgestellt. Allerdings kommt es zu bisher nicht näher beachteten Interaktionen zwischen einzelnen Allometriexponenten, die letztlich auf relativ stabile aggregierte allometrischen Zusammenhänge zwischen dreidimensionalen Zusammenhängen wie z. B. zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen hinauslaufen.

Für die Beschreibung der Leistungsfähigkeit der Krone und die Modellierung des Zuwachses scheint das Kronenvolumen geeigneter zu sein als die Kronoberfläche, denn das Volumen, nicht die Oberfläche ist proportional zur Blattfläche und damit zur Ressourcenversorgung, Assimilation und Produktivität. Das Oberflächen-Inhalt-Gesetz von RUBNER (1931) und die Annahmen zum Oberflächen-Inhalt-Verhältnis von BERTALANFFY (1951) bei der Aufstellung von Wachstumsfunktionen, die auf dem Zusammenspiel zwischen Oberfläche und Inhalt beruhen – also alle Zusammenhänge, die euklidisch-geometrische Skalierung zwischen Kronoberfläche und Kroneninhalt unterstellen – müssen überdacht werden (PRETZSCH 2009). Denn nach den hier dargestellten Ergebnissen nutzen Kronen den Raum durch fraktale Raumfüllung effizienter als in bisherigen euklidisch-geometrischen Ansätzen angenommen (ZEIDE 1987).

Die Erfassung von Baumerkmalen, Kronendimensionen, Blattflächen, Kronenlängen, die Abschätzung der Produktivität sowie die Artenerkennung kann sich die hier dargestellten artspezifischen aber auch artübergreifenden Zusammenhänge für die Fernerkundung zu Nutze machen.

Schließlich ergeben sich auch praktische Konsequenzen, z. B. für die Durchforstung und die zu erwartenden Zuwachsreaktionen auf Durchforstungen. Wenn die Blattfläche (und damit die Zuwachsleistung) nicht degressiv mit dem Exponenten 2/3 wie nach der Rubner-Regel bisher angenommen, sondern proportional zum Kronenvolumen ansteigt, dann kann zusätzlicher Standraum bzw. zusätzliche Standfläche wesentlich effizienter genutzt werden, als nach den bisherigen theoretischen Vorstellungen angenommen ($1a \propto kv$ bzw. $1a \propto kof^{3/2}$ anstelle von bisher angenommen $1a \propto kv^{2/3}$ bzw. $1a \propto kof$).

5 Zusammenfassung

Die Entwicklung von Kronenmerkmalen y lässt sich in Abhängigkeit von der Baumgröße x über die allometrische Gleichung $y \propto x^{\alpha_{y,x}}$ beschreiben. Von besonderem Interesse ist die Entwicklung der vertikalen Kronenausdehnung (Kronenlänge) und der horizontalen Kronenausdehnung (Kronenschirmfläche). Diese Maße

beschreiben die Kronenmorphologie, spannen zugleich den Wuchsraum des Baumes auf und bestimmen so u. a. Raumbesetzung, Bestandesdichte und Selbstausdünnung. Vorliegender Beitrag konzentriert sich auf die allometrischen Beziehungen Baumhöhe versus Baumvolumen ($h \propto V^{\alpha_{h,v}}$) und Kronenquerschnittsfläche versus Baumvolumen ($ksf \propto V^{\alpha_{ksf,v}}$) bzw. deren Beitrag zur Kronenvolumen-Baumvolumenallometrie ($kv \propto V^{\alpha_{kv,v}}$).

(i) Es wird gezeigt, wie die Kronenallometrie ($\alpha_{h,v}, \alpha_{ksf,v}$) innerhalb einer Baumart von der Konkurrenzsituation, insbesondere von der Überschirmung und seitlichen Einengung eines Baumes abhängt. Die Analyse erfolgt für Fichte, Kiefer, Buche und Eiche auf der Basis langfristiger Versuchsfächendaten. (ii) Auf Grundlage derselben Daten und 126 Ertragstafeln von circa 50 weiteren Baumarten wird verdeutlicht, wie die genannte Kronenallometrie zwischen den Arten variiert. (iii) Schließlich wird die Skalierung des Wuchsraum analysiert, der sich als Produkt $kv = h \times ksf$ bzw. als $kv \propto V^{\alpha_{h,v} + \alpha_{ksf,v}}$ aus dem Zusammenwirken der Allometrieexponenten $\alpha_{h,v}$ und $\alpha_{ksf,v}$ ergibt. Es wird deutlich, dass die vertikale und laterale Kronenausdehnung zwar innerhalb und zwischen den Arten in breitem Rahmen variieren kann. Die Allometrien $\alpha_{h,v}$ und $\alpha_{ksf,v}$ wirken aber so zusammen, dass die Allometrie Wuchsraum *versus* Baumvolumen $kv \propto V^{\alpha_{h,v} + \alpha_{ksf,v}}$ erstaunlich stabil skaliert und nahe bei $\alpha_{h,v} + \alpha_{ksf,v} = 3/4$ liegt.

Die Analogie zwischen metabolischer Skalierung Blattfläche \propto Baummasse^{3/4} (WEST et al. 1997; ENQUIST et al. 2009) und der hier betrachteten strukturellen Skalierung Wuchsraum \propto Baumvolumen^{3/4} wird offensichtlich. Wuchsraum wird zum Surrogat für Blattfläche, Baumvolumen zum Surrogat für Baummasse. Offenbar werden Bäume durch interne Eigenschaften nahe der metabolische 3/4-Skalierung gehalten, ihre strukturelle Plastizität erlaubt ihnen aber beträchtliche Variationen in Höhe und Breite (PRUVES et al. 2007). Letztlich bleibt die Kronenraum-Volumen-Allometrie ähnlich wie die Blattmassen-Baummassen-Allometrie aber immer nahe 3/4. Aus diesen allometrischen Gesetzmäßigkeiten ergeben sich praktische Konsequenzen für die Kronenentwicklung, Bestandesdynamik und Durchforstungsreaktionen.

6 Danksagung

Die Auswertung ist im Rahmen des Sonderforschungsbereiches SFB 607 „Wachstum und Parasitenabwehr“ von der Deutschen Forschungsgemeinschaft gefördert worden. Sie gründet zum Teil auf den langfristigen Versuchsfächern des Ertragskundlichen Versuchswesens in Bayern, das dankenswerterweise über das Projekt W07 vom Bayerischen Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten gefördert wird. Mein Dank richtet sich weiter an Dr. Cory Matthew, Jochen Dieler und Gerhard Schütze für die Mitwirkung bei der Aufbereitung und -auswertung der Daten und an Ulrich Kern für die Anfertigung der Grafiken.

7 Literatur

- BERTALANFFY von, L.: Theoretische Biologie: II. Band, Stoffwechsel, Wachstum, 2nd edn. A Francke AG, Bern, 418 S., 1951
- ENQUIST, B.J.; WEST, G.B.; BROWN, J.H.: Extension and evaluations of a general quantitative theory of forest structure and dynamics, PNAS 106(17):7046-7051, 2009
- GRUNDNER, F.; SCHWAPPACH, A.: Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Bestände. Verlag Paul Parey, Berlin, 1952
- MCMAHON, T.A.; KRONAUER, R.E.: Tree structures. Deducing the principle of mechanical design, J Thoer Biol 59: 443-466, 1976
- NIKLAS, K.J.: Plant Allometry. Univ Chicago Press, Chicago, IL, 1994
- NIKLAS, K.J.: Plant allometry: is there a grand unifying theory? Biol. Rev. 79:871-889, 2004
- 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>, 2009
- PRETZSCH, H.: Species-specific allometric scaling under self-thinning. Evidence from long-term plots in forest stands, Oecologia 146:572-583, 2006
- PRETZSCH, H.: Re-Evaluation of Allometry: State-of-the-Art and Perspective Regarding Individuals and Stands of Woody Plants, Progress in Botany 71: 339-369, 2010
- PRETZSCH, H.: Forest dynamics, growth and yield, Springer, Berlin, Heidelberg. 664 p, 2009

- PRETZSCH, H.; BIBER, P.: A re-evaluation of Reineke's rule and Stand Density Index. *For Sci* 51: 304-320, 2005
- PRETZSCH, H.; BIBER, P.: Size-symmetric versus size-asymmetric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in central Europe. *Can. J. For. Res.* 40(2): 370-384, 2010
- PRETZSCH H.; DIELER, J.; MATYSSEK R.; WIPFLER, P.: Tree and stand growth of mature Norway spruce and European beech under long-term ozone fumigation. *Environmental Pollution*, 158:1061-1070, 2010
- PRUVES D.W.; LICHSTEIN, J.W.; PACALA, St.W.: Crown plasticity and competition for canopy space: A new spatially implicit model parameterized for 250 North American tree species, *Plos ONE* 9:1-11, 2007
- REINEKE, L.H.: Perfecting a stand-density index for even-aged forests. *J Agr Res* 46: 627-638, 1933
- RUBNER, M.: Die Gesetze des Energieverbrauchs bei der Ernährung. *Proc preuß Akad Wiss Physik-Math K1* 16/18, Berlin, Wien, 1902 p, 1931
- WARTON, D.I.; WRIGHT, I.J.; FALSTER, D.S.; WESTOBY, M.: Bivariate line-fitting methods for allometry. *Biological Reviews* 81:259-291, 2006
- WEST, G.B.; BROWN, J.H.; ENQUIST, B.J.: A general model for the origin of allometric scaling laws in biology. *Science* 276: 122-126, 1997
- WEST, G.B.; ENQUIST, B.J.; BROWN, J.H.: A general quantitative theory of forest structure and dynamics, *PNAS* 106(17):7040-7045, 2009
- ZEIDE, B.: Analysis of the 3/2 power law of self-thinning. *For Sci* 33: 517-537, 1987

Zur Kronenplastizität der Buche (*Fagus sylvatica L.*) im Rein- und Mischbestand

Jochen Dieler und Hans Pretzsch

Technische Universität München

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising

1 Einleitung

Die Bestandesstruktur, die zunächst als horizontale und vertikale Anordnung von Bäumen verstanden werden kann, hat eine zentrale Bedeutung für die Dynamik, den Zuwachs und den Ertrag von Waldökosystemen (PRETZSCH 2009). Interaktionen zwischen Bestandesindividuen betreffen v.a. die Struktur des Kronenraums hinsichtlich des Strahlungshaushalts, der Temperatur- sowie der Niederschlagsverteilung, die wiederum auf den Zuwachs und die Entwicklung auf Individualebene rückkoppeln. Gleichermaßen determinieren solche Prozesse die Artenzusammensetzung und deren zeitliche Entwicklung (OLIVER und LARSON 1996). Analog dazu lassen interspezifische Konkurrenzinteraktionen plastische, art-spezifische Reaktionen als Folge veränderter Bestandesstrukturen erwarten (Akklimatisation), die sich demnach in einer Änderung der Kronenformentwicklung und Wuchsraumbesetzung von Individuen in Mischbeständen ausdrücken würden (Adaption). Während plastische Reaktionsmuster des Pflanzenwachstum durch Konkurrenzprozesse weitgehend nachgewiesen sind (MUTH und BAZZAZ 2003; PURVES et al. 2007; THORPE et al. 2010) finden sich in der Literatur nur sehr vereinzelte Untersuchungen zur Wirkung von Baumartenmischung auf die Formentwicklung (PETRI 1966; ROTHE 1997; PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009).

Arbeiten über die großenabhängige Skalierung zwischen Pflanzenorganen und deren Formentwicklung haben in der Vergangenheit wichtige Gesetzmäßigkeiten für krautige und holzige Pflanzen aufgedeckt (ENQUIST et al. 1998; WEST et al. 1997, 1999). Die Metabolic Scaling Theory (MST) stellt ein quantitatives Grundgerüst zum Verständnis der Struktur und der Dynamik einer allometrisch idealen Pflanze bereit (WEST et al. 2009). Die Theorie basiert dabei auf zwei Grundprozessen – (i) die Größenstruktur und räumliche Anordnung von Bäumen innerhalb von Waldbeständen manifestiert sich in der Optimierung des Wasser- und Nährstofftransports des Xylem; (ii) die biomechanischen Proportionsverhältnisse innerhalb der Pflanzen sind durch das interne Gefäßsystem („branching network“) vorgegeben und verhalten sich strukturell und funktionell analog dieses Netzwerks (ENQUIST et al. 2009; WEST et al. 2009). Kernstück der metabolischen Skalierung ist die 3/4-Skalierung zwischen Blattfläche, l_a , und oberirdischer Pflanzenmasse, w ,

$$l_a \propto w^{3/4} \quad (1)$$

als Resultat fraktaler innerer Leitungsbahnen (WEST et al. 1997). Um die metabolische 3/4-Skalierung auf den pflanzenindividuellen Wuchsraum und damit auf eine raumbeschreibende morphologische Pflanzenebene zu übertragen, lässt sich nach WEST et al. 2009 das Kronenvolumen, k_v , als Trägersystem der Photosyntheseorgane mit der Blattfläche, l_a , gleichsetzen ($l_a \propto k_v$). Des Weiteren skaliert die Pflanzenmasse, w , proportional mit dem Baumvolumen, v , ($W \propto V$), wodurch $k_v \propto v^{3/4}$ das strukturelle Analog zu $l_a \propto w^{3/4}$ darstellt. Übertragen auf die großenabhängige Skalierung von Struktur bedeutet Letzteres, dass der Zusammenhang zwischen besetztem Wuchsraum und Holzvolumen der 3/4-Trajektorie folgt. Ferner nimmt die MST allgemeine strukturelle Größenbeziehungen innerhalb der allometrisch idealen Pflanze an, die in Skalierungskoeffizienten von $\alpha_{h,d} = 2/3$, $\alpha_{s,d} = 4/3$ und $\alpha_{v,d} = 8/3$ zwischen Baumhöhe, h , Stammdurchmesser, d , Kronenschirmfläche, s , und Baumvolumen, v , münden. Der Zusammenhang zwischen stabiler Wuchsraumsbesetzung und festen ein- bzw. zweidimensional Skalierungsexponenten steht jedoch im scheinbaren Widerspruch dazu, dass Pflanzen in ihrer Entwicklungsdynamik plastisch auf Konkurrenz reagieren und je nach Wuchskonstellation schmale, lange bzw. weit ausladende, kurze Kronen ausbilden. Auf Basis der Annahmen der MST (West et al. 1999), lässt sich der Allometrieexponent $\alpha_{kv,v} = 3/4$ in drei Komponenten zerlegen. Das Kronenvolumen, k_v , ist durch das Produkt von Kronenschirmfläche, s , und Kronenlänge, kl , festgelegt. Die Kronenlänge skaliert proportional über der Baumhöhe (MCMAHON und KRONAUER 1976), wodurch $cl \propto h \propto d^{\alpha_{h,d}}$ gilt. Weiterhin skalieren Kronenschirmfläche und Stammdurchmesser mit dem Exponent $\alpha_{s,d}$. Daraus ergibt sich, dass Kronenvolumen und Durchmesser als Summe von $\alpha_{h,d}$ und $\alpha_{s,d}$ skalieren ($k_v \propto d^{(\alpha_{h,d} + \alpha_{s,d})}$). Weiterhin entspricht $d \propto v^{1/\alpha_{v,d}}$, wodurch

$$k_v \propto v^{(\alpha_{h,d} + \alpha_{s,d})/\alpha_{v,d}} \quad (2)$$

erbracht wird. Formel 2 erklärt, dass der Zusammenhang zwischen vertikaler und lateraler Kronenformentwicklung maßgeblichen Einfluss auf das Einhalten der 3/4-Trajektorie hat. Die Analyse der Skalierung zwischen strukturbeschreibenden Baumattributen gibt dabei Einblick, in welcher Weise ein Baum die zur Verfügung stehende Biomasse in Struktur investiert bzw. wie Strukturen bei gleicher Biomasse besetzt werden.

Vorliegende Arbeit untersucht auf Basis der MST-Annahmen die artspezifische strukturelle Plastizität der Baumart Buche in Abhängigkeit der Baumartenkonstellation. Die Arbeit verfolgt dabei nicht das Ziel der Theoriebildung,

sondern prüft auf Basis empirischer Befunde interspezifische Muster der Ressourcenallokationen von Buche in Rein- und Mischbeständen, stellen doch allometrische Größenzusammenhänge das Ergebnis funktionaler Optimierung infolge natürlicher Selektion (MAYNARD SMITH et al. 1985) oder evolutionärer Adaption an veränderte Umweltbedingungen (WEINER 2004) dar. Die Vorhersagen der MST nehmen dabei den Charakter einer Null-Hypothese ein.

Im Einzelnen fragt die Analyse zunächst, (i) ob sich die Buche je nach untersuchter Mischung in der strukturellen Skalierung zwischen Durchmesser, Höhe, Kronenausdehnung und Baumvolumen unterscheidet, (ii) insbesondere ob Unterschiede in der horizontalen und vertikalen Formentwicklung auf Konkurrenz- und/oder Mischungseffekte zurückzuführen sind und (iii) ob übergreifende Zusammenhänge der Skalierung zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen bestehen.

2 Material und Methoden

2.1 Datengrundlage

Als Datenbasis für die Analyse der strukturellen Allometrie von Buche im Rein- und Mischbestand, i.E. in Vergesellschaftung mit Buche, Eiche Fichte und Kiefer, dienen 18 langfristige waldwachstumskundliche Versuche aus dem Flachland und Mittelgebirge von Rheinland-Pfalz und Bayern mit 66 Parzellen und insgesamt 181 Aufnahmen. Im Einzelnen handelt es sich um die Buchenversuche Arnstein 638, Fabrikschleichach 15, Gerelzhofen 627, Hain 27, Starnberg 91, Waldbrunn 105, Waldbrunn 106 und Zwiesel 111, die Buchen-Eichen-Mischbestände Kehlheim 804, Rothenbuch 801, Schweinfurt 803, Waldbrunn 105 und Waldbrunn 106, die Buchen-Fichten-Mischbestände Amberg 833, Freising 813, Nordhalben 811, Schongau 814, Zwiesel 111 und Zwiesel 134 und die Buchen-Kiefern-Mischbestände Amberg 833, Elmstein 835 und Geisenfeld 832. Abbildung 1 gibt eine Übersicht über die geographische Lage der Versuche differenziert nach Rein- und/oder Mischbestandversuchen.

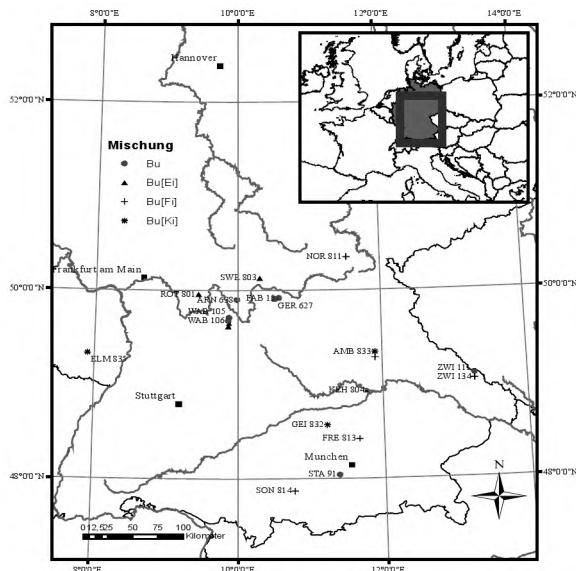


Abbildung 1: Geographische Lage der in die Analyse einbezogenen Versuche. Reinbestände von Buche sind durch Kreise, Buchen-Eichen-Mischbestände durch Dreiecke, Buchen-Fichten-Mischbestände durch Kreuze und Buchen-Kiefern-Mischbestände durch Sterne symbolisiert.

Die Auswahl der Mischbestände beschränkt sich ausschließlich auf solche Versuche, bei denen beide Arten intensiv durchmischt sind. Gruppenmischungen sind nicht berücksichtigt. Entsprechend der Untersuchungsziele wird der Fokus ausschließlich auf die Baumart Buche in den entsprechenden Wuchsstellungen gelegt. Für alle Versuche liegen Messungen sowohl von Stamm- und Kronendimensionen als auch Einzelbaumpositionen vor. Die

DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2010

Kronenablotungen erfolgten mittels optischem Dachlot in acht Himmelsrichtungen (N, NO, ..., NW) und erlauben die Berechnung des mittleren quadratischen Kronendurchmessers, kd , basierend auf der Gleichung $kd = \sqrt{(N^2 + \dots + NW^2)/8}$. Die Schirmfläche, s , ergibt sich aus der Kreisfläche des mittleren Kronendurchmessers, kd , wobei $s = (kd^2 / 4) \times \pi$. Der Wuchsraum, wr , des Einzelbaums ergibt sich als $wr = s \times h$. In Anlehnung an die Annahme, dass die Kronenlänge, kl , proportional zur Baumhöhe, h , skaliert ($kl \propto h$), ist das Kronenvolumen, kv , proportional zum Wuchsraum, wr , $CV \propto WR$. Das Baumvolumen, v , wurde in Anhalt an GRUNDNER und SCHWAPPACH (1952) bestimmt und bezieht sich auf das oberirdische Baumvolumen. In der Summe umfasst das Datenmaterial 5.824 Beobachtungen (Buche_{rein} = 3.170, Buche_{Eiche} = 1.067, Buche_{Fichte} = 1.334, Buche_{Kiefer} = 253). Die Einzelbaumdurchmesser reichen von 5 bis 110 cm, die Baumhöhen von 11 bis 48 m, die Kronenschirmflächen von 2 bis 320 m² und die Ganzbaumvolumina von 0,023 bis 24,66 m³.

2.2 Analyse der Baumallometrie

Allometrie beschreibt quantitativ die relative Größenveränderung zweier Pflanzenorgane, eines Teils des Organismus bzw. des Gesamtorganismus in Form der allometrischen Grundgleichung $y = \beta_0 x^{\alpha_{yx}}$ (NIKLAS 1994). Der Exponent α_{yx} ist hierbei ein Maß für die relative Wachstumsgeschwindigkeiten der Größe y ausgedrückt durch die relative Wachstumsgeschwindigkeiten der Größe x und wird als Allometriekoeffizient bezeichnet. Indem dieser die Änderung von y bei 1 %iger Änderung von x ausdrückt, repräsentiert das Maß direkt den internen Allokationsschlüssel zwischen zwei untersuchten Größen und die daraus resultierende Formentwicklung. Die Normalisierungskonstante β_0 dagegen adressiert das Verhältnis zweier Größen hinsichtlich ihrer absoluten Ausprägung, folglich diejenige Dimension, die unabhängig der Körpergröße x die Teilgröße y beeinflusst.

Vorliegende Arbeit nutzt die dem Pflanzenwachstum unterliegende allometrische Beziehung zwischen verschiedenen Dimensionen und Organen, um den Zusammenhang zwischen strukturbeschreibenden Baumattributen (Durchmesser, Baumhöhe, Kronenschirmfläche, etc.) der Buche in Rein- und Mischbeständen quantitativ zu untersuchen. Abschnitt 3.1 analysiert die übergreifende Skalierung zwischen Kronen- und Stammdimensionen über die lineare Transformation (logarithmus naturalis) der allometrischen Grundgleichung

$$\ln(y) = \ln(\beta_0) + \alpha_{yx} \times \ln(x). \quad (3)$$

Zur Modellanpassung wird das Schätzverfahren SMA („standardized major axis regression“) des R-Pakets „smatr“ (WARTON et al. 2006) verwendet. Das Verfahren liefert stabile Werte auf Populationsebene. Um mögliche Zusammenhänge zwischen der Plastizität der Formentwicklung und den nachbarschaftlichen Konkurrenzverhältnissen (vgl. Ergebnisse 3.2) zu analysieren, wird die Allometriekoeffizient α_{yx} mittels des Differenzenquotienten (PRETZSCH et al. 2010a)

$$\alpha_{yx} = \frac{\ln(y_{j+n}) + \ln(y_j)}{\ln(x_{j+n}) + \ln(x_j)} \quad (4)$$

bestimmt, wobei $y_{(j)}$ und $x_{(j)}$ sowie $y_{(j+n)}$ bzw. $x_{(j+n)}$ aus Wiederholungsmessungen resultieren. Vorteil dieser Methode ist die quantitative Erfassung der Formentwicklung auf Individualebene bei gegebener Wuchskonstellation.

Für die gesamte Statistik wurde das Statistikpaket R (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009) verwendet.

2.3 Quantifizierung der Konkurrenz

Entsprechend der räumlich erfassten Wuchskonstellation jedes Einzelbaums auf den Versuchsflächen lassen sich Konkurrenzmaße der seitlichen Einengung und der Überschirmung auf Individualebene ableiten. Im Folgenden werden diese als horizontaler (sdi – „stand density index“) und vertikaler Konkurrenzindex (tci – „tree cover index“) definiert.

Die Analyse der Konkurrenzsituation erfolgt bei beiden Ansätzen innerhalb eines konzentrischen Kreises mit der Position des Baumes, k , als Mittelpunkt und dem Radius, r , der durch den Kronendurchmesser bestimmt ist. Entsprechend der Anwendung des Baumgrößen abhängigen Kronendurchmessers wird berücksichtigt, dass sich der mittlere Abstand zum nächsten Nachbarn proportional zu dessen Stammdurchmesser verhält (ENQUIST et al. 2009). Der mittlere Kronendurchmesser errechnet sich in Anhalt an PRETZSCH und BIBER (2010). Die Quantifizierung der horizontalen Konkurrenz bzw. seitlichen Einengung des Baumes, k , basiert auf dem Konzept des stand density index (REINEKE 1933), definiert als $sdi_k = N_{beo} (25/d_q)^{\alpha_{N,dq}}$. Entsprechend der Formelnotation normalisiert der Index die Bestandesdichte auf einen mittleren Bezugsdurchmesser von 25 cm, wobei N_{beo} die tatsächliche Stammzahl und d_q der quadratische Mitteldurchmesser innerhalb des Einflussbereichs mit dem Radius, r , und $\alpha_{N,\bar{d}}$ der Allometriekoeffizient zwischen Stammzahl, N , und Mitteldurchmesser, \bar{d} , ist. Für die Berechnung des sdi_k wurde die verallgemeinerte Beziehung $\alpha_{N,\bar{d}} = -1.605$ nach Reineke (1933) angenommen. Hingegen charakterisiert der vertikale Konkurrenzindex, tci, die Überschirmungsverhältnisse innerhalb der Konkurrenzkonstellation.

on, indem die Baumhöhe des Bezugsbaumes, h_k , an der maximalen Baumhöhe, h_{\max} , im Einflussbereich referenziert wird. Der Index ergibt sich dabei als $tci_k = 1 - h_k/h_{\max}$ und nimmt mit ansteigender Überschirmung und Be- schattung durch Nachbarbäume zu.

3 Ergebnisse

3.1 Skalierung zwischen Kronen- und Stammdimensionen

Tabelle 1 zeigt die auf den Versuchsflächen untersuchten strukturellen Relationen zwischen Durchmesser, Baumhöhe, Kronenschirmfläche, Kronenvolumen und Baumvolumen. Bei der Höhen-Durchmesser-Allometrie zeigt sich mit $\alpha_{h,d} = 0,52$ der geringste Allometriekoeffizient für die Buche im Reinbestand und mit $\alpha_{h,d} = 0,72$ der höchste für die Buche in Mischung mit Kiefer. Weiter ist festzustellen, dass die Buche in Vergesellschaftung mit Eiche und Fichte Werte von 0,60 bzw. 0,59 erbringt, die sich voneinander nicht signifikant unterscheiden. Dementsprechend vermag die Buche in der Mischung mit anderen Baumarten mehr ins laterale Wachstum zu investieren. Während die Buche im Reinbestand bei 1 % Änderung des Durchmessers nur 0,52 % in die Höhenentwicklung investiert, wird in der Mischung mit Eiche bzw. Fichte in etwa 0,6 % und in Mischung gar 0,72 % ins Höhenwachstum allokiert.

Tabelle 1: Allometrische Zusammenhänge zwischen Höhe-Durchmesser ($\alpha_{h,d}$), Kronenschirmfläche-Durchmesser ($\alpha_{s,d}$), Baumvolumen-Durchmesser ($\alpha_{v,d}$) und Kronenvolumen-Durchmesser ($\alpha_{kv,v}$) für Buche im Reinbestand, Buche in Mischung mit Eiche (Buche [Eiche]), Fichte (Buche [Fichte]), Kiefer (Buche [Kiefer]). Als Referenz sind die bei fraktaler Skalierung zu erwartenden Allometriekoeffizienten $\alpha_{y,x}$ aufgeführt.

$\ln(\beta_0)$: Normalisierungskonstante; $\alpha_{y,x}$: Allometriekoeffizient; unteres CI.limit: unteres Limit des 95% Konfidenzintervalls; oberes CI.limit: oberes Limit des 95% Konfidenzintervalls

	MST erwartet	Buche	Buche [Eiche]	Buche [Fichte]	Buche [Kiefer]
$\ln(\beta_0)$		1,55	1,20	1,36	0,80
$\alpha_{h,d}$	2/3	0,518	0,597	0,589	0,723
$\alpha_{h,d}$ in Rel. Buche		1,00	1,15	1,14	1,40
unteres CI.limit		0,510	0,579	0,568	0,658
oberes CI.limit		0,527	0,615	0,611	0,795
$\ln(\beta_0)$		-1,87	-1,87	-2,4	-3,1
$\alpha_{s,d}$	4/3	1,526	1,628	1,720	2,102
$\alpha_{s,d}$ in Rel. Buche		1,00	1,07	1,13	1,38
unteres CI.limit		1,486	1,556	1,647	1,853
oberes CI.limit		1,566	1,704	1,796	2,384
$\ln(\beta_0)$		-1,45	-1,65	-1,45	-1,64
$\alpha_{v,d}$	8/3	2,496	2,534	2,506	2,533
$\alpha_{v,d}$ in Rel. Buche		1,00	1,02	1,00	1,01
unteres CI.limit		2,489	2,520	2,488	2,479
oberes CI.limit		2,504	2,548	2,524	2,589
$\ln(\beta_0)$		0,33	1,04	0,17	0,64
$\alpha_{kv,v}$	3/4	0,875	0,832	0,927	0,951
$\alpha_{kv,v}$ in Rel. Buche		1,00	0,95	1,06	1,09
unteres CI.limit		0,853	0,800	0,892	0,853
oberes CI.limit		0,898	0,865	0,963	1,061

Bis auf den Skalierungsexponent $\alpha_{h,d}$ der Buche in Vergesellschaftung mit Kiefer unterschreiten die Skalierungsexponenten den Erwartungswert der MST. Hinsichtlich der Investition von Ressourcen in die horizontale Kronenausdehnung zeigt sich ein tendenziell gleiches Bild wie bei der Höhen-Durchmesser-Allometrie. Es ist zu erkennen, dass die Steigung der Kronenschirmflächen-Durchmesser-Beziehung von Rein- zum Mischbestand zunimmt (Abbildung 2) und sich drei Gruppen ergeben: Buche \geq Buche[Eiche] $<$ Buche[Eiche] \geq Buche[Fichte] $<$ Buche[Kiefer]. Alle Skalierungsexponenten überschreiten die Erwartungswerte bei fraktaler Skalierung ($\alpha_{s,d} = 1,33$) und zeigen im Mischbestand eine Tendenz hin zur geometrischen Skalierung ($\alpha_{s,d} = 2,00$) (Tabelle 1).

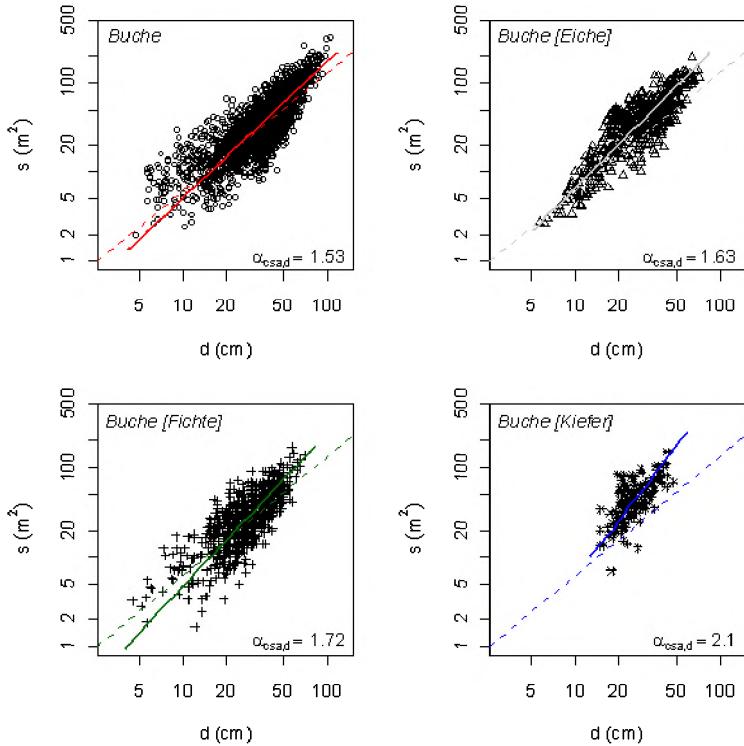


Abbildung 2: Kronenschirmflächen-Stammdurchmesser-Allometrie der Buche in Vergesellschaftung mit Buche (Buche), mit Eiche (Buche [Eiche]), Fichte (Buche [Fichte]), Kiefer (Buche [Kiefer]). Als Referenzlinie ist die bei fraktaler Skalierung ($\alpha_{y,x} = 1,33$; $\ln(\beta_0) = 0,23$) zu erwartende Formentwicklung eingetragen.

Das Baumvolumen skaliert über alle untersuchten Pflanzenpopulationen in etwa konstant mit der 2,5ten-Potenz des Durchmessers. Wie zuvor dargelegt, fungieren die Skalierungsexponenten $\alpha_{h,d}$, $\alpha_{s,d}$ und $\alpha_{v,d}$ als Komponenten der Kronenvolumen-Baumvolumen-Allometrie. Die empirische Analyse erbringt $\alpha_{kv,v}$ -Werte zwischen 0,83 und 0,95. Die Wirkung interspezifischer Wuchskonstellationen ergibt im Vergleich zu $\alpha_{h,d}$ und $\alpha_{s,d}$ eine uneinheitliche Tendenz. Im Gegensatz zur Buche im Reinbestand ist der Allokationsschlüssel zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen in der Mischung mit Eiche um 5 % verringert, während selbiger der Buche im Fichten- und Kiefern-Mischungsbeständen um 6 bzw. 9 % erhöht ist. Signifikante Unterschiede treten nur zwischen Buche[Eiche] und Buche[Fichte] auf.

Die vier untersuchten Allokationsschlüsse spiegeln die Fähigkeit der Akklimatisierung der Buche an veränderte Umweltbedingungen wieder. Dabei zeigt sich, dass die Buche insbesondere in der Höhen-Durchmesser und Schirmflächen-Durchmesser-Allometrie plastisch in der Besetzung des vertikalen und horizontalen Kronenraums zu reagieren vermag. Letztere betragen bis zu 140 bzw. 138 % pflanzeninternen Allokationsschlüssel der Buche im Reinbestand. Die Allometrie Volumen vs. Durchmesser und Kronenvolumen vs. Baumvolumen divergieren dagegen weit weniger.

3.2 Skalierung der Kronenformentwicklung in funktionalem Zusammenhang zur Konkurrenz

Um die große Plastizität der Buche in der horizontalen und vertikalen Kronenformentwicklung und deren Abweichung von festen ein- und zweidimensionalen Skalierungsannahmen zu verstehen, untersuchen wir im Folgenden die funktionale Abhängigkeit der Kronenformentwicklung $\alpha_{s,d}$ und $\alpha_{h,d}$ von der nachbarschaftlichen Konkurrenz und der sozialen Stellung auf Individualebene (vgl. Formel 4).

Betrachten wir zunächst den Zusammenhang zwischen der Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie der Buche im Reinbestand und der Bestandesdichte, sdi, bzw. der Überschirmung, tci, (Abbildung 3). Es zeigt sich eine breite Variation des Allometriekoeffizienten $\alpha_{s,d}$ zwischen 0,8 und 3,8. Weiterhin wird eine klare Abhängigkeit des Skalierungsexponenten sowohl von der Bestandesdichte als auch der Überschirmung ersichtlich. Die Wirkung beider Konkurrenzmaße ist jedoch gegensätzlich. Hohe horizontale Konkurrenz wirkt negativ, während eine Zunahme der Überschirmung positiv auf die horizontale Kronenformentwicklung wirkt.

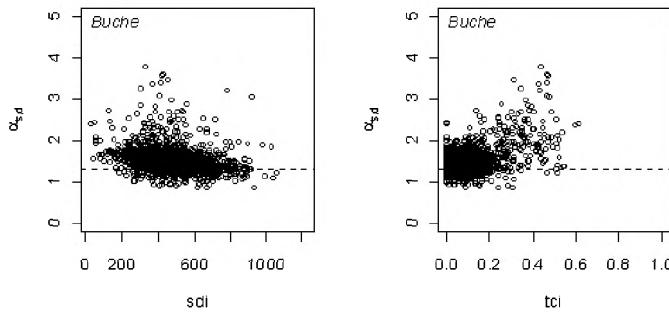


Abbildung 3: Skalierung zwischen Kronenschirmfläche und Durchmesser in Abhängigkeit der Bestandesdichte, sdi (links) und den Überschirmungsverhältnissen, tci (rechts) für die Buche im Reinbestand. Die waagerechten Referenzlinien skizzieren den Erwartungswert $\alpha_{s,d} = 1,33$ bei fraktaler Skalierung.

Hierbei stellt sich die Frage, ob die auf Populationsebene festgestellte Verschiebung von $\alpha_{s,d}$ und $\alpha_{h,d}$ beim Übergang von Rein- zum Mischbestand Resultat unterschiedlicher Konkurrenzverhältnisse ist oder die Mischung an sich einen Erklärungsbeitrag liefert. Zu diesem Zweck werden die Zusammenhänge zwischen den Allokationsmustern auf Individualebene und den Konkurrenzmaßen sdi und tci regressionsanalytisch in der Form $\alpha_{y,x} = b_0 + f(tci) + g(sdi)$ ausgeglichen, wobei $f(tci)$ und $g(sdi)$ jeweils Funktionsterme der Konkurrenzmaße darstellen. Zum Testen des Mischungseffektes wird der Parameter b_0 entsprechend der nominal skalierten Merkmale dummy kodiert, mit den Ausprägungen: Reinbestand als Referenz, Buchen-Eichen-Mischbestand, Buchen-Fichten-Mischbestand und Buchen-Kiefern-Mischbestand. Abbildung 4 stellt die regressionsanalytischen Ergebnisse graphisch dar:

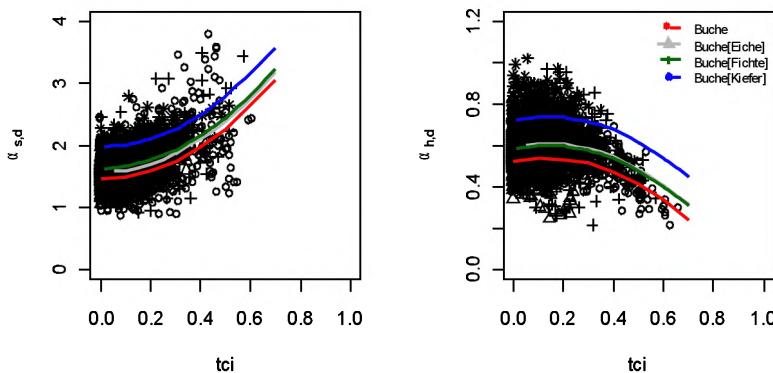


Abbildung 4: Abhängigkeit der Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie $\alpha_{s,d}$ (links) bzw. der Höhen-Durchmesser-Allometrie $\alpha_{h,d}$ (rechts) von der Überschirmung, tci, und der Bestandesdichte, sdi für Buche im Rein- und Mischbestand. Die Regressionsmodelle sind nach der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) ausgeglichen und erbringen:

$$\alpha_{s,d} = (1,72 + 0,12 b_{bu[ei]} + 0,18 b_{bu[fi]} + 0,51 b_{bu[ki]}) + 3,25 tci^2 - 0,0005 sdi$$

($R^2=0,40$; $p < 0,001$; $diff_{bu[bu]}$ $p < 0,001$)

$$\alpha_{h,d} = (0,50 + 0,07 b_{bu[ei]} + 0,07 b_{bu[fi]} + 0,20 b_{bu[ki]}) + 0,24 tci^2 - 0,90 tci^2 + 0,0005 sdi$$

($R^2=0,35$; $p < 0,001$; $diff_{bu[bu]}$ $p < 0,001$)

Die eingezeichnete Regressionen sind der Übersichtlichkeit wegen durch Einsetzen des mittleren beobachteten sdi von 550 erstellt.

Die Analysen zeigen zunächst unabhängig von der Auswirkung der Konkurrenzmaße, dass Konkurrenzeffekte sowohl innerhalb der untersuchten Rein- als auch Mischbestände in die gleiche Richtung wirken, dass jedoch der Einfluss von interspezifischen Interaktionseffekten die Skalierung zwischen Kronenschirmfläche vs. Durchmesser und Baumhöhe vs. Durchmesser in ihrer absoluten Ausprägung überlagert. Die Differenzen hinsichtlich der Konstanten b_0 sind in allen untersuchten Fällen signifikant verschieden zwischen Rein- und Mischbestand. Weiter ist eine Gegenläufigkeit der Konkurrenzeffekte auf $\alpha_{s,d}$ und $\alpha_{h,d}$ festzustellen. Eine zunehmende Überschirmung von Buche wirkt auf $\alpha_{s,d}$ positiv und auf $\alpha_{h,d}$ negativ. Dagegen sinkt $\alpha_{s,d}$ und steigt $\alpha_{h,d}$ mit höheren Bestandesdichten (vgl. Regressionsgleichungen). Der Trade-off zwischen $\alpha_{s,d}$ und $\alpha_{h,d}$ erklärt die beobachtete Abweichung von den Erwartungswerten der fraktalen Skalierung. Übertragen auf die Formentwicklung eines Baumes führt der Trade-off analog der Skalierung zwischen Kronen- und Baumvolumen, $kv \propto v^{(\alpha_{h,d} + \alpha_{csa,d})/\alpha_{v,d}}$, zu einer Stabilisierung der Wuchsraumbesetzung (Abbildung 5).

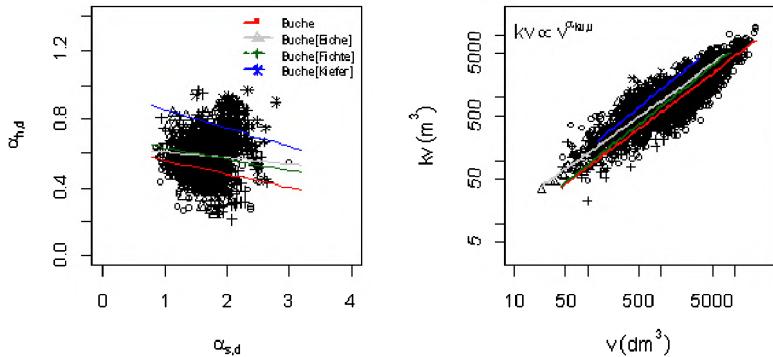


Abbildung 5: Negative Korrelation zwischen der Baumhöhen-Durchmesser-Allometrie $\alpha_{h,d}$ und der Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie $\alpha_{s,d}$ (links) und Skalierung zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen (rechts) der Buche bei unterschiedlicher Baumartenmischung. Die beobachteten Skalierungsexponenten $\alpha_{kv,v}$ betragen für Buche 0,88 (0,85-0,90), Buche[Eiche] 0,83 (0,80-0,86), Buche[Fichte] 0,93 (0,89-0,96) und Buche[Kiefer] 0,95 (0,85-1,06). In Klammern sind die Konfidenzgrenzen von $\alpha_{kv,v}$ aufgeführt.

4. Diskussion und Schlussfolgerung

Interaktionseffekte durch Baumartenmischung sind im Wesentlichen durch Konkurrenz und Fazilitation geprägt (CALLAWAY und WALKER, 1997). Die vorliegende Arbeit analysiert die strukturelle Allometrie der Buche in Rein- und Mischbeständen. Im Einzelnen handelt es sich um Mischbestände von Buche/Eiche, Buche/Fichte und Buche/Kiefer. Interaktionseffekte der Buche auf die jeweilige Mischbaumart und deren mögliche Akklimatisationsprozesse werden nicht untersucht.

Die übergreifende Analyse der strukturellen Allometrie erbringt eine große Plastizität der Buche in der Kronenformentwicklung. Je nach Wuchs- und Konkurrenzkonstellation zeigt sie eine hohe Variabilität in der vertikalen und horizontalen Kronengestalt. Dagegen ist der allometrische Zusammenhang zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen über die untersuchten Bestandestypen hinweg relativ stabil ($\alpha_{kv,v} = 0,83-0,95$), wobei die beobachteten Werte von jenem für die allometrisch ideale Pflanze vorhergesagten Skalierungsexponent von $\alpha_{kv,v} = \frac{3}{4}$ abweichen. Der Grund für die Stabilisierung der Wuchsraumbesetzung liegt in der Gegenläufigkeit der Baumhöhen-Durchmesser-Allometrie und Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie unter Konkurrenz-einflüssen. Während die Allometriekoeffizienten $\alpha_{h,d}$ und $\alpha_{s,d}$ in einem breiteren Rahmen streuen und die Erwartungswerte bei fraktaler Skalierung im Durchschnitt unter- ($\alpha_{h,d} \leq 0,66$) bzw. überschreiten ($\alpha_{s,d} > 1,33$) werden, verhält sich die relative Geschwindigkeit der Wuchsraumbesetzung analog der metablischen Skalierung zwischen Blattfläche und Pflanzenmasse ($1a \propto w^{3/4}$, ENQUIST et al. 1998; WEST et al. 1997) auf einer konstanten Trajektorie. Die aufgezeigten Befunde relativieren somit die Annahmen der MST (ENQUIST et al. 2009; WEST et al. 2009) hinsichtlich der Skalierung zwischen strukturellen Baumattributen. Demnach wird für die Buche eine erhebliche Variation zwischen ein- und zweidimensionalen Kronendimensionen nachgewiesen, die sich über alle untersuchten Bestandestypen hinweg zeigt. Diese Variabilität der Kronenformentwicklung kann als Plastizität der Krone interpretiert werden, die notwendig ist, um das Trägersystem der Blattfläche konstant zu halten. Die fraktale Dimension der Baumkrone wird zusätzlich in der Beziehung zwischen Blattfläche, Kronenvolumen und Kronoberfläche sichtbar, die nach West et al. 2009 $1a \propto kv \propto kof^{3/2}$ skalieren. Demnach nimmt die Blattfläche proportional zum Kronenvolumen zu, während eine Größenveränderung der Kronoberfläche um 1 % gleichbedeutend mit einer Zunahme der Blattfläche um 1,5 % ist. Die dargelegten Befunde stützen die Annahme, dass die Blattflächenzunahme zur effizienten Besetzung des Kronenraums einem fraktalen Muster folgt. Demnach scheint das Kronenvolumen die geeignete Größe für die Beschreibung der Produktivität der Baumkrone zu sein, drückt es doch direkt die Assimilation von Ressourcen aus. Die Oberflächen-Inhalts-Regel von Rubner, wonach die Assimilation eines Organismus proportional zu Oberfläche und die Respiration proportional zum Volumen skaliert (BERTALANFFY 1957), ist folglich in Frage zu stellen.

Die Analyse der Mischbestandseffekte erbringt, dass interspezifische Interaktionen im Wesentlichen die allometrische Skalierung von Baumhöhe versus Durchmesser und Kronenschirmfläche versus Durchmesser verändern, die Skalierung des Kronenraums über dem Baumvolumen dagegen weitgehend unabhängig der Baumartenmischung ist. Während für $\alpha_{h,d}$ signifikante Unterschiede zwischen Buche < Buche[Eiche] \approx Buche[Fichte] < Buche[Kiefer] und bei $\alpha_{s,d}$ zwischen Buche \approx Buche[Eiche] < Buche[Eiche] \approx Buche[Fichte] < Buche[Kiefer] festzustellen sind, werden bei $\alpha_{kv,v}$ lediglich Unterschiede der Gestalt Buche[Eiche] < Buche[Fichte] sichtbar. Der Anstieg der Allometriekoeffizienten $\alpha_{h,d}$ und $\alpha_{s,d}$ beim Übergang vom Rein- zum Mischbestand ermöglicht der Buche eine effektivere Besetzung des vertikalen und horizontalen Kronenraums. Letztere betragen bis zu 140 bzw. 138 % des pflanzeninternen Allokationsschlüssels der Buche im Reinbestand. Im Umkehrschluss

lässt sich daraus eine Verlangsamung der Formentwicklung der Buche im Reinbestand in Folge intraspezifischer Konkurrenz ableiten. Die hier aufgedeckten Befunde fügen sich in das Bild von Untersuchungen zur Selbsttoleranz (vgl. ZEIDE 1985) der Buche, die im Vergleich zu anderen zentraleuropäischen Baumarten die geringste Selbsttoleranz hinsichtlich intraspezifischer Konkurrenz aufweist (PRETZSCH und BIBER 2005). In Mischbeständen scheint die Selbsttoleranz der Buche hingegen zuzunehmen. PRETZSCH und SCHÜTZE (2005) zeigen beispielsweise, dass die Selbstausdünnung der Buche in Mischung mit der Fichte sinkt. Demnach kann die Buche im Mischbestand nicht besetzte Bestandesflächen sehr effizient besetzen. Hinzu kommt, dass die Buche bei ungleichartiger Wuchsstellkonstellation Bereiche besetzt, die sie im Reinbestand durch die Selbstbeschattung nicht zu besetzen vermag (KELTY 1992). Somit ist die Baumart im Stande ihre ohnehin vorhandene Fähigkeit der effizienten Besetzung des Bestandesraums nochmals zu steigern. Die dargelegten Ergebnisse erbringen einen Erklärungswert für die Produktivitätssteigerung von Mischbeständen in denen die Buche beteiligt ist (KENNEL 1965, ROTHE 1997, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009, PRETZSCH et al. 2010b).

5 Zusammenfassung

Die strukturelle Allometrie von Bäumen lässt sich durch die allometrische Grundgleichung $y = \beta_0 x^{\alpha_{y,x}}$ erfassen, indem Unterschiede in der Individualentwicklung durch das Proportionsverhältnis zwischen Kronenmerkmalen y und Baumattributen x quantitativ beschrieben werden und damit die resultierende Formentwicklung repräsentieren. Es wird gezeigt, wie sich die Baumallokation, -form und -struktur der Buche durch intra- und interspezifische Konkurrenz verändert. – i. E. im Reinbestand und in Vergesellschaftung mit Fichte, Eiche und Kiefer. Von besonderem Interesse ist dabei, inwieweit interspezifische Konkurrenzeffekte die vertikale und horizontale Kronenform beeinflussen. Beide Proportionen sind von großer Bedeutung, da sie den Wuchsraum der Baumkrone aufspannen. Im Einzelnen werden die allometrischen Beziehung von Baumhöhe versus Stammdurchmesser ($h \propto d^{\alpha_{h,d}}$), Kronenschirmfläche vs. Stammdurchmesser ($s \propto d^{\alpha_{s,d}}$) und Kronenvolumen versus Baumvolumen ($kv \propto v^{\alpha_{kv,v}}$) behandelt. Die Ergebnisse stellen sich wie folgt dar: (i) Interspezifische Interaktionen führen zu einer Allometrieveränderung in der vertikalen und horizontalen Kronenformentwicklung der Buche. Sowohl $\alpha_{h,d}$ als auch $\alpha_{s,d}$ nehmen beim Übergang von Rein- zum Mischbestand zu. (ii) Die Analyse der Allometrien $\alpha_{h,d}$ und $\alpha_{s,d}$ in Abhängigkeit nachbarschaftlicher Konkurrenz, ausgedrückt durch die Bestandesdichte und die Überschirmung, verdeutlichen, dass die Einflüsse der Konkurrenz durch Mischungseffekte überlagert werden. Weiterhin ist eine Gegenläufigkeit zwischen Höhen-Durchmesser- und Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie bei gleichgerichteter Konkurrenz festzustellen. (iii) Diese führt zu einer Stabilisierung der Allometrie zwischen Kronenvolumen und Baumvolumen ($kv \propto v^{(\alpha_{h,d} + \alpha_{csa,d})/\alpha_{v,d}}$), wodurch sich Mischbestandseffekte gänzlich auflösen. Die Buche zeigt folglich eine hohe Plastizität der vertikalen und horizontalen Kronenformentwicklung, die es ermöglicht den Wuchsraum nahe der fraktalen 3/4-Trajektorie ($\alpha_{kv,v} = 0,83-0,95$) zu besetzen.

6 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.

7 Literatur

- BERTALANFFY von, L.: Quantitative Laws in Metabolism and Growth. *The Quarterly Review of Biology*, 32, 217-231, 1957
- CALLAWAY, R.M., WALKER, L.R.: Competition and facilitation: a synthetic approach to interactions in plant communities. *Ecology* 78(7): 1958-1965, 1997
- ENQUIST, B.J., BROWN, J.H., WEST, G.B.: Allometric scaling of plant energetics and population density. *Nature* 395: 163-165, 1998
- ENQUIST, B.J., WEST, G.B., BROWN, J.H.: Extensions and evaluations of a general quantitative theory of forest structure and dynamics. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106, 7046-7051, 2009
- GRUNDNER, F., SCHWAPPACH, A.: Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Bestände. Paul Parey, Berlin, 1952
- 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

- MAYNARD SMITH, J., BURIAN, R., KAUFFMAN, S., ALBERCH, P., CAMPBELL, J., GOODWIN, B., LANDE, R., RAUP, D., WOLPERT, L.: Developmental Constraints and Evolution: A Perspective from the Mountain Lake Conference on Development and Evolution. *The Quarterly Review of Biology* 60: 265–287, 1985
- McMAHON, T.A., KRONAUER, R.E.: Tree structures: Deducing the principle of mechanical design. *Journal of Theoretical Biology* 59: 443–466, 1976
- MUTH, C.C., BAZZAZ, F.A.: Tree canopy displacement and neighborhood interactions. *Canadian Journal of Forest Research* 33: 1323-1330, 2003
- NIKLAS, K.J.: Plant allometry. The scaling of form and process. Univ. of Chicago Press, Chicago, 1994
- OLIVER, C.D., LARSON, B.C.: Forest stand dynamics. Wiley, New York, 1996
- PETRI, H.: Versuch einer standortgerechten, waldbaulichen und wirtschaftlichen Standraumregelung von Buchen-Fichten-Mischbeständen. Mitt. a. d. Landesforstverw. Rhld.-Pfalz, zugleich Mitt. a. d. Koblenz, Nr. 13, Bd. 1, 145 S., 1966
- PRETZSCH, H.: Forest dynamics, growth and yield. From measurement to model. Springer, Berlin, 2009
- 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.: Trangressive 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
- PRETZSCH, H., BIBER, P.: Size-symmetric versus size-asymmetric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in Central Europe. *Can. J. For. Res.* 40: 370-38, 2010
- PRETZSCH, H., DIELER, J., MATYSSEK, R., WIPFLER, P.: Tree and stand growth of mature Norway spruce and European beech under long-term ozone fumigation. *Environmental Pollution* 158: 1061-1070, 2010a
- PRETZSCH, H., BLOCK, J., DIELER, J., HOANG HONG, P., KOHNLE, U., NAGEL, J., SPELLMANN, H., ZINGG, A.: Comparison between the productivity of pure and mixed stands of Norway spruce and European beech along an ecological gradient. *Annals of Forest Science*, accepted, 2010b
- PRUVES, D.W., LICHSTEIN, J.W., PACALA, S.W.: Crown plasticity and competition for canopy space: A new spatially implicit model parameterized for 250 North American tree species. *Plos ONE* 9:1-11, 2007
- 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>, 2009
- 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
- THORPE, H.C., ASTRUP, R., TROWBRIDGE, A., COATES, K.D.: Competition and trees crowns: A neighborhood analysis of three boreal tree species. *Forest Ecology and Management* 259: 1586-1596, 2010
- WARTON, D.I., WRIGHT, I.J., FALSTER, D.S., WESTOBY, M.: Bivariate line-fitting methods for allometry. *Biological Reviews* 81:259-291, 2006
- WEINER, J.: Allocation, plasticity and allometry in plants. *Perspectives in Plant Ecology, Evolution and Systematics* 6: 207–215, 2004
- WEST, G.B., BROWN, J.H., ENQUIST, B.J.: A general model for the origin of allometric scaling laws in biology. *Science* 276: 122-126, 1997
- WEST, G.B., BROWN, J.H., ENQUIST, B.J.: A general model for the structure and allometry of plant vascular systems. *Nature* 400: 664-667, 1999
- WEST, G.B., ENQUIST, B.J., BROWN, J.H.: A general quantitative theory of forest structure and dynamics, *Proceedings of the National Academy of Sciences* 106(17): 7040-7045, 2009
- ZEIDE, B.: Tolerance and self-tolerance of trees. *Forest Ecology and Management* 13(3-4): 149-166, 1985

Kombination von Betriebsinventur- und Versuchsdaten zur Modellierung von Rindenschäden in Baden-Württemberg

Michael Nill^{1,2}, Ulrich Kohnle¹ und Udo Hans Sauter²

¹*Abteilung Waldwachstum, FVA Baden-Württemberg, ²Abteilung Waldnutzung, FVA Baden-Württemberg*

Einleitung

Am Beispiel der Betriebsinventuren in Baden-Württemberg wird gezeigt, dass holzerntebedingte Rindenschäden ein hohes Ausmaß erreicht haben, mit einem Trend zu weiter steigenden Schadprozenten. Lag das Schadniveau holzerntebedingter Rindenschäden zum Zeitpunkt der Erstinventuren in den 1990er Jahren noch bei 20%, so stieg dieses zum Zeitpunkt der Folgeinventuren bis 2008 auf 28% an. Diese Entwicklung hängt zum einen davon ab, in welchem Umfang bereits geschädigte Bäume genutzt werden, und zum anderen vom Ausmaß neu verursachter Rindenschäden. NILL et al. (in Vorbereitung) zeigen auf, dass in Baden-Württemberg bei Hiebsmaßnahmen gezielt die bereits beschädigten Bäume entnommen werden. Allerdings erleiden in einem durchschnittlichen Hieb 24% der verbleibenden Bäume einen neuen Rindenschaden, so dass die als positiv zu bewertende Entnahmepraxis einen Anstieg des Schadniveaus nicht verhindern kann. Aufgrund dieser Entwicklung erscheint es notwendig, Einflussfaktoren für die Entstehung von Rindenschäden zu identifizieren und Wirkungsmechanismen zu modellieren. „Praktisches“ Ziel der Arbeit ist die Erstellung einer situationsgerechten Entscheidungshilfe für den Forstbetrieb zur Vermeidung neuer Rindenschäden.

Material & Methoden

Um ein repräsentatives Prognosemodell für Baden-Württemberg entwickeln zu können, bedarf es einer breiten Datenbasis. Als Eingangsdaten werden permanente Betriebsinventuren aus Baden-Württemberg (BI) verwendet sowie ein eigens in Zusammenarbeit mit den forsttechnischen Stützpunkten durchgeföhrter Praxisversuch (Stützpunktversuch, SPV). Beide Datensätze sind durch ein Stichprobendesign gekennzeichnet. Anhand der Betriebsinventurdaten wird der Einfluss von Bestandes-, Gelände- und Nutzungsfaktoren untersucht. Der Fokus im Praxisversuch liegt dagegen auf Aspekten der Aufarbeitung, Sortimenten, Bringungsverfahren und Erschließung. Insgesamt wird für die Modellierung auf etwa 160.000 (BI) beziehungsweise 20.000 (SPV) Einzelbaumbeobachtungen zurückgegriffen, die hinsichtlich des Auftretens holzerntebedingter Rindenschäden charakterisiert sind. Es werden sowohl bodennahe (Rücke-) Schäden als auch alle Rindenschäden (bodennahe (Rücke-) sowie höher liegende (Fäll- und Aufarbeitungs-) Schäden) modelliert. Im Folgenden werden die Ergebnisse der Modellierung aller Rindenschäden vorgestellt.

Für die Kombination der Betriebsinventuren mit den Versuchsdaten wird in einem ersten Schritt ein Modell auf Basis der Betriebsinventurdaten erstellt, das so genannte BI-Modell. Mit diesem Modell erfolgt dann in einem zweiten Schritt für den Praxisversuchsdatensatz eine Vorausschätzung der Verletzungswahrscheinlichkeit. Abweichungen zwischen dieser Vorausschätzung und den realen Beobachtungen werden als „Working Residuum“ im dritten Schritt (BI+SPV-Modelle) dahingehend untersucht, inwieweit zusätzliche Informationen, die für den Praxisversuch verfügbar sind, zur Erklärung beitragen können. Die Datensätze werden somit anhand einer residuenbasierten Analyse kombiniert. Im letzten Schritt werden dann alle identifizierten, wesentlichen unabhängigen Variablen anhand des Praxisversuchsdatensatzes neu parametrisiert (SPV-Modell).

Die Modellierung der Verletzungswahrscheinlichkeit eines Baums anhand der Betriebsinventurdaten (BI-Modell) erfolgt auf der Basis verallgemeinerter linearer gemischter Modelle (GLMMs). Als Linkfunktion wurde der LOGIT-Link verwendet. Das Modell folgt der Form:

$$p(y=1) = \frac{\exp(\eta)}{1 + \exp(\eta)} \quad \text{und} \quad \eta = \beta_0 + \beta_1 x_{ij1} + \dots + \beta_k x_{ijk} + \gamma_{0i} + \gamma_{1i} u_{ij1} + \dots + \gamma_{ti} u_{ijt}, \quad \text{wobei } i = 1, \dots,$$

m Beobachtungen, $j = 1, \dots, n$ Cluster, $x_j - x_k$ die festen Effekte sowie $\beta_0 - \beta_k$ deren Koeffizienten sind und $u_i - u_t$ die zufälligen Effekte und $\gamma_0 - \gamma_t$ deren Koeffizienten sind. Die zufälligen Effekte stellen eine Varianzkomponente dar, welche hilft, die räumliche Klumpung der Daten zu berücksichtigen. Da die Einzelbaumbeobachtungen in beiden Datensätzen in einem Stichprobendesign angeordnet sind, orientieren sich die zufälligen Effekte an den Probekreisen und den Beständen. Im Falle des BI-Datensatzes werden darüberhinaus auch die forstlichen Organisationsstrukturen mit berücksichtigt (Abteilung, Distrikt, Revier und Betrieb). Eine adäquate Berücksichtigung räumlicher Klumpungen stellt sicher, dass die Standardfehler der festen Effekte „konservativ“ geschätzt werden, und verhindert somit eine Fehlinterpretation bezüglich der Signifikanz fester Effekte (LI et al. 2006, GOLDSTEIN 2003). Als Modellgütekriterien dienen das Pseudo-BIC, das als modellspezifisches Anpassungsmaß sowohl die Pseudo-Likelihood als auch die Anzahl verwendeter fester Effekte berücksichtigt; die AUC (Area Under Curve, hergeleitet aus der ROC-Kurve), die die Diskriminierung des Modells quantifiziert und somit als Maß zur Genauigkeit der Vorhersage interpretiert werden kann; der Hosmer-Lemeshow-Test, der auf Modellsignifikanz testet; sowie ein Pseudo-R², berechnet nach der Formel:

$$\text{Pseudo - } R^2 = 1 - \frac{LL_M}{LL_0}, \quad \text{wobei } LL_M \text{ die log-Likelihood des angepassten Modells und } LL_0 \text{ die log-Likelihood}$$

des Null-Modells (nur Absolutglied) ist. Die beiden erst genannten Kriterien werden unter Einbeziehung der zufälligen Effekte berechnet, die beiden letzt genannten ohne zufällige Effekte (das heißt die zufälligen Effekte werden auf deren Mittelwert gesetzt).

Im zweiten Schritt wird das BI-Modell anhand der Daten aus dem Praxisversuch evaluiert. Für die Evaluierung werden ausschließlich die festen Effekte berücksichtigt. Dabei soll zum einen geprüft werden, ob das BI-Modell das im unabhängigen Datensatz beobachtete Schadereignis richtig klassifiziert. Um die Ergebnisse dieser Diskriminierung bewerten zu können, wird jeder Einzelbaumbeobachtung im Praxisversuchsdatensatz ein Zufallsereignis zugewiesen. Zum anderen werden die geschätzten und die beobachteten hiebsbezogenen Schadanteile visuell miteinander verglichen. Die geschätzten hiebsbezogenen Schadanteile ergeben sich durch arithmetische Mittelung der Verletzungswahrscheinlichkeiten jedes Einzelbaumes in diesem Hieb.

Die hiebsbezogenen Abweichungen werden im dritten Schritt (BI+SPV-Modell) als „Working Residuum“ auf der

$$\text{LOGIT-Skala nach der Form } \textit{workres} = \log \left(\frac{\text{Schadprozent}}{1 - \text{Schadprozent}} \right) - \log \left(\frac{\hat{p}}{1 - \hat{p}} \right) \text{ berechnet: Da die Werte}$$

des Working Residiums annähernd normalverteilt sind, wird dieses anhand eines multiplen linearen Modells mit den im Praxisversuch zusätzlich erhobenen Informationen erklärt. Das hieraus geschätzte Working Residuum wird

$$\text{nach den Formeln } LP_{\text{erw}} = \log \left(\frac{\text{Schadprozent}}{1 - \text{Schadprozent}} \right) + \hat{\textit{workres}} \quad \text{sowie}$$

$$\hat{p}_{\text{erw}} = \frac{\exp(LP_{\text{erw}})}{1 + \exp(LP_{\text{erw}})} \text{ in einen erweitert geschätzten Schadanteil überführt. Analog zu der Bewertung des}$$

BI-Modells werden die erweitert geschätzten Schadanteile visuell mit den beobachteten verglichen. Um zusätzlich einzelbaum- und stichprobennpunktbezogene Variablen des Praxisversuchs einzubeziehen, wird die erweiterte Schätzung \hat{p}_{erw} als Versatzwert in ein verallgemeinertes gemischtes Modell integriert, das auf der

Datengrundlage des Praxisversuchs erstellt wird (erweitertes BI+SPV-Modell). Die abhängige Variable ist der Rindenschaden (binär verteilt). Als zufällige Effekte werden Stichprobennpunkt und Bestand integriert, um die geklumpte Struktur der Daten zu berücksichtigen. Die erneute Schätzung wird (ohne Verwendung der zufälligen Effekte) nach der Gleichung: $LP_{\text{erw-erw}} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + LP_{\text{erw}}$ berechnet und analog zum Vorhergehenden bewertet.

Alle in den BI- und BI+SPV-Modellen verwendeten Variablen werden im letzten Schritt am Datensatz des Stützpunktversuchs anhand eines gemischten Modells neu parametrisiert (SPV-Modell). Wie im erweiterten BI+SPV-Modell werden die zufälligen Effekte auf Ebene des Stichprobennpunkts und des Bestandes gelegt. Diesem Schritt liegen zwei Überlegungen zugrunde: Zum einen werden mögliche Interaktionen zwischen Variablen berücksichtigt, was in dem zuvor durchgeführten schrittweisen Modellierungsverfahren nicht möglich ist. Zum anderen kann geprüft werden, ob sich die Wirkungsweisen der Variablen, welche sowohl in den BI-Modellen als auch in den SPV-Modellen verwendet werden, unterscheiden. Zum Vergleich der Wirkungsweisen werden normierte Koeffizienten verwendet. Mithilfe der Normierung können dieselben unabhängigen Variablen zwischen verschiedenen Modellen mit unterschiedlichen Datensätzen verglichen werden. Hierzu wird der Wert jeder Beobachtung der unabhängigen Variablen durch den arithmetischen Mittelwert des Kollektivs dividiert. Die Koeffizienten werden danach mit den normierten unabhängigen Variablen neu geschätzt. Bei binär oder kategorial verteilten unabhängigen Variablen ist eine Normierung dagegen nicht notwendig.

Ergebnisse

Im ersten Schritt (BI-Modell) werden vier unabhängige Variablen (feste Effekte) identifiziert, die sowohl signifikant sind als auch zur Verbesserung der genannten Modellgütekriterien beitragen (Tab. 1). Dies sind die Bestandeshöhe (in logarithmierter Form) und das Entnahmeprozent, wobei die Wahrscheinlichkeit eines Rindenschadens mit zunehmenden Werten der Effekte zunehmen. Als dritte Variable ist die Baumart integriert, wobei Fichten am empfindlichsten sind. Signifikant weniger Schäden hat die Buche. Wiederum signifikant geringer geschädigt sind Weißtanne und Eiche, die sich jedoch nicht signifikant voneinander unterscheiden und somit zusammen eine Gruppe bilden. Am unempfindlichsten gegenüber Rindenschäden erweisen sich Douglasie, Kiefer und Lärche, die in einer Gruppe zusammengefasst werden. Liegt die Aufnahmefläche direkt an einer Erschließungslinie (ja/nein kodiert, ‘STP an RG’), dann erhöht sich die Verletzungswahrscheinlichkeit der Einzelbäume auf dieser Aufnahmefläche. Die AUC des gemischten Modells liegt bei 0,752, was bedeutet, dass das Modell die Einzelbaumvorhersagen akzeptabel diskriminiert (HOSMER und LEMESHOW 2000). Dagegen zeigen der Hosmer-Lemeshow-Test sowie das Pseudo-R², dass bei Berücksichtigung ausschließlich der festen Effekte das Modell nicht gut an den Datensatz angepasst ist (Hosmer-Lemeshow-Test nicht signifikant, Pseudo-R² = 0,033). Auf die Ergebnisse bezüglich der zufälligen Effekte wird in diesem Zusammenhang nicht näher eingegangen.

Tabelle 1: unabhängige Variablen, Koeffizienten und Modellgüte der 4 Modellierungsschritte. Mit Ausnahme der Vorrückeentfernung im BI+SPV-Modell sind alle Variablen signifikant ($\alpha=0,05$)

Modellierungsschritt	Unabhängige Variable	Koeffizient	Modellgüte	Anzahl Beobachtungen
BI-Modell	Bestandeshöhe (log)	1,4658	AUC = 0,752 Pseudo-R ² = 0,033	49.714
	Entnahmeprozent	0,00985		
	Fi	0		
	Bu	-0,1379		
	Ta + Ei	-0,4648		
	Dgl, Lä + Kie	-0,8163		
BI+SPV-Modell	STP an RG	0,2391	Pseudo-R ² = 0,087	148
	Arbeitsverfahren	-0,9809		
	Vorrückeentfernung	-0,0116		
Erw. BI+SPV-Modell	Einschätzung SP-RL	-0,4208	Pseudo-R ² = 0,001	10.520
	Entfernung Baum – RG	-0,0077		
SPV-Modell	Bestandeshöhe (log)	0,8423	AUC = 0,733 Pseudo-R ² = 0,041	10.520
	Entnahmeprozent	0,0152		
	Fi	0		
	Bu	-0,0048		
	Ta + Ei	-0,382		
	Dgl, Kie + Lä	-0,7706		
	STP an RG	0,143		
	Arbeitsverfahren	0,5151		
	Vorrückeentfernung	0,0265		
	Einschätzung SP-RL	0,4626		
Arbeitsverfahren:	Entfernung Baum – RG	-0,02675		10.520
	Kurzhölzerverfahren (VM, MM und TM), Vorrückung von Röhschäften im Bodenschleifzug und EST-Standardarbeitsverfahren = 0			
	Seilkranverfahren (Vollbaum, Rohschaft und Langholz) und Vollbaumverfahren im Bodenschleifzug = 1			

Im zweiten Schritt der Evaluierung zeigt sich, dass bei der Vorhersage beschädigter Bäume (Sensitivität) das BI-Modell um vier Prozentpunkte besser ist als ein rein zufälliges Ereignis. Bei der Vorhersage unbeschädigter Bäume (Spezifität) ist das BI-Modell jedoch nur noch gut ein Prozentpunkt besser als der Zufall. Dieses als schlecht einzuschätzende Ergebnis der Evaluierung wird auch im Vergleich der geschätzten und beobachteten hiebsbezogenen Schadprozente deutlich (Abb. 1). Bei einer guten Vorhersage sollten sich die Werte entlang der ersten Winkelhalbierenden orientieren. Die Schadanteile werden tendenziell um 6 Prozentpunkte überschätzt, innerhalb eines Fehlerrahmens von $\pm 2\%$ werden lediglich 13% der Hiebe korrekt vorhergesagt.

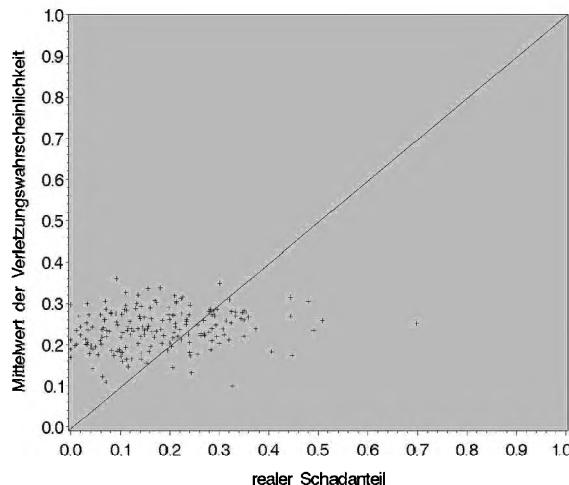


Abbildung 1: Gegenüberstellung der beobachteten („realer Schadanteil“) mit den aus dem BI-Modell geschätzten Schadanteilen („Mittelwert der Verletzungswahrscheinlichkeit“)

Die anhand des BI-Modells geschätzten und beobachteten hiebsbezogenen Schadanteile weichen mehr oder weniger deutlich voneinander ab. Zur Erklärung der Abweichungen („Working Residuum“) werden zunächst hiebsgezogene erklärende Variablen verwendet (BI+SPV-Modell). Dabei sind die Arbeitsverfahren, die mittlere Vorrückeentfernung sowie die Frage, ob die verwendeten Arbeitsverfahren an die Rahmenbedingungen des Hiebs optimal angepasst waren (‘Einschätzung SP-RL’), relevant. Bei der Interpretation der Koeffizienten in Tabelle 1 ist zu beachten, dass nicht Rindenschäden, sondern das “Working Residuum” modelliert werden. Die Gegenüberstellung der erweitert geschätzten Schadanteile mit den beobachteten Schadanteilen zeigt, dass sich die Punkte nun in Richtung der ersten Winkelhalbierenden orientieren (Abb. 2, links). Allerdings werden die Schadprozente tendenziell um 7,5 Prozentpunkte überschätzt, und innerhalb des Fehlerrahmens von $\pm 2\%$ werden nur noch 9% der Hiebe korrekt vorhergesagt.

Als signifikante einzelbaum- oder stichprobenpunktbezogene Variable erweist sich im erweiterten BI+SPV-Modell die Entfernung des Einzelbaumes zur Erschließungslinie. Mit zunehmender Entfernung des Baumes von der Erschließungslinie nimmt seine Verletzungswahrscheinlichkeit ab (Tab. 1). Nach Berechnung der nochmals erweitert geschätzten Schadanteile und Gegenüberstellung mit den beobachteten Werten (Abb. 2, rechts), ist zwar erkennbar, dass es weiterhin eine große Streuung der Werte gibt. Die beobachteten Schadanteile werden jedoch tendenziell nicht mehr über- oder unterschätzt, die Abweichungen betragen im Mittel 0,7 Prozentpunkte. Innerhalb eines Fehlerrahmens von $\pm 2\%$ werden nun 42% der Hiebe korrekt vorhergesagt.

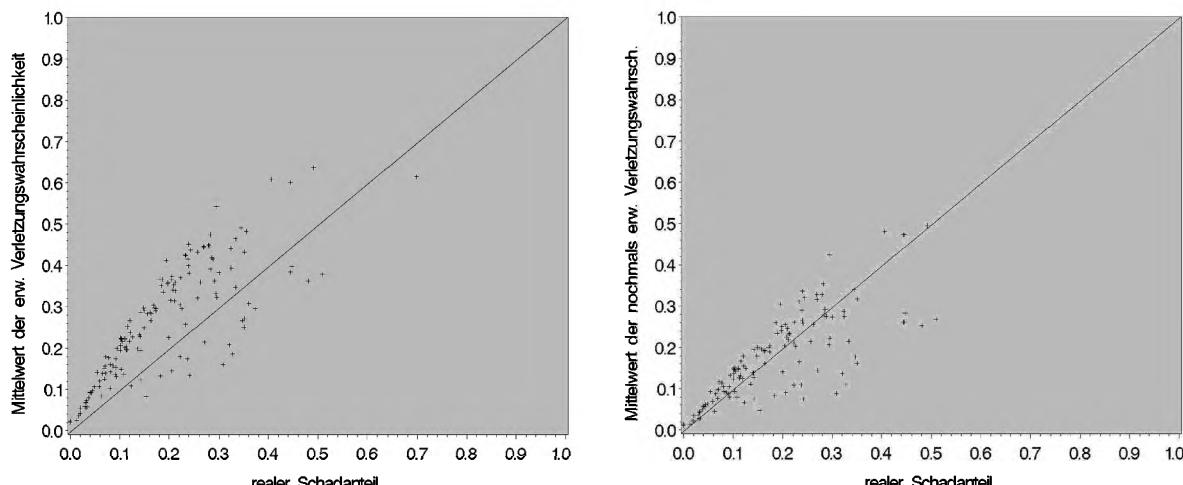


Abbildung 2: Gegenüberstellung der beobachteten („realer Schadanteil“) mit den aus den BI+SPV-Modellen geschätzten Schadanteilen („Mittelwert der erw. / nochmals erw. Verletzungswahrscheinlichkeit“). Links: Modellanpassung unter Verwendung ausschließlich bestandsbezogener unabhängiger Variablen; rechts: zusätzlich Verwendung von Einzelbaum- und Stichprobenpunktbezogenen unabhängigen Variablen

Mit allen bisher verwendeten unabhängigen Variablen wird im 4. Modellierungsschritt ein gemischtes Modell erstellt (SPV-Modell). Es zeigt sich, dass alle festen Effekte signifikant sind und mit Ausnahme der Bestandeshöhe zur Verbesserung der AUC beitragen. Die AUC liegt mit 0,733 in einem akzeptablen Bereich. Im Gegensatz zum

BI-Modell zeigt der Hosmer-Lemeshow-Test im SPV-Modell Signifikanz an, und auch das Pseudo-R² ist mit 0,041 leicht verbessert. Die aus dem BI-Modell bekannten unabhängigen Variablen sind in gleicher Weise zu interpretieren, und mit Ausnahme der Bestandeshöhe entsprechen sich auch die (normierten) Koeffizienten (Tab. 1). Zudem zeigt sich, dass Kurzholzverfahren (VM, MM und TM), Vorrückung von Rohschäften im Bodenschleifzug und EST-Standardarbeitsverfahren signifikant pfleglicher sind als Seilkranverfahren (Vollbaum, Rohrschaft und Langholz) und Vollbaumverfahren im Bodenschleifzug. Wenn Arbeitsverfahren nicht optimal an die Rahmenbedingungen des Hiebs angepasst sind, so sind auch die Verletzungswahrscheinlichkeiten der Einzelbäume signifikant erhöht ('Einschätzung SP-RL'). Mit zunehmender Länge des Vorrückewegs steigt die Verletzungswahrscheinlichkeit an, zeitgleich nimmt die Verletzungswahrscheinlichkeit mit zunehmender Entfernung des Baumes von einer Erschließungslinie ab. Zur Bewertung des SPV-Modells werden wiederum die geschätzten Schadanteile über den beobachteten aufgetragen. Für die Schätzung werden ausschließlich die festen Effekte verwendet. Es ist erkennbar, dass die realen Schadanteile tendenziell zwar weder über- noch unterschätzt werden (Unterschätzung von 0,006 Prozentpunkten), jedoch werden mit 22% deutlich weniger Hiebe in dem Fehlerrahmen von $\pm 2\%$ korrekt vorhergesagt als beim erweiterten BI+SPV-Modell (Abb. 3, links).

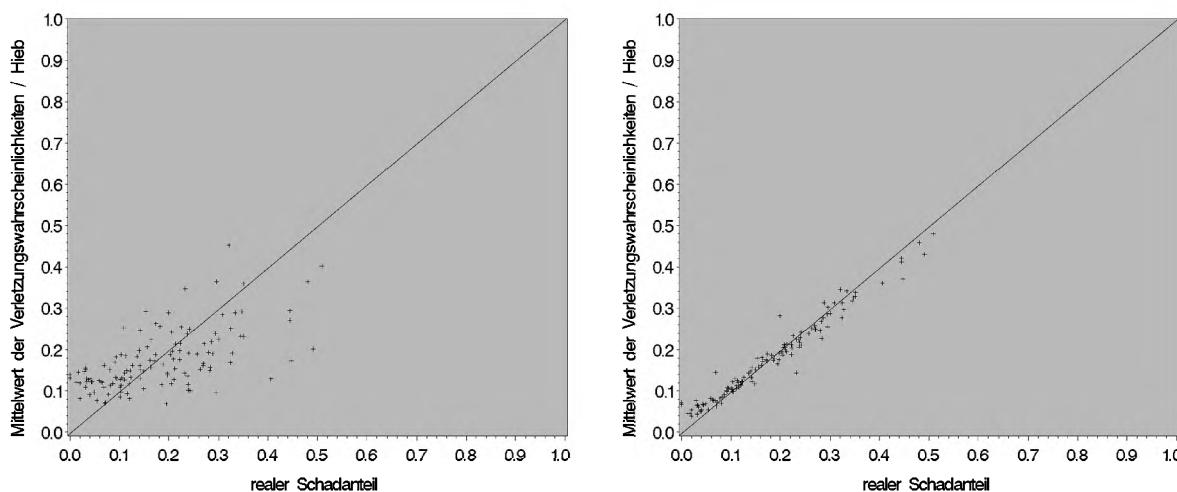


Abbildung 3: Gegenüberstellung der beobachteten („realer Schadanteil“) mit den aus dem SPV-Modell geschätzten Schadanteilen („Mittelwert der Verletzungswahrscheinlichkeit / Hieb“). links: Vorhersage der festen Effekte; rechts: Vorhersage unter Verwendung der zufälligen Effekte auf Bestandesebene

Die Verwendung zufälliger Effekte besitzt für eine modellbasierte Vorhersage keine direkt kausal interpretierbaren Eigenschaften und ist vorwiegend für die korrekte Spezifizierung der Varianzstruktur nötig. Sie zeigt jedoch ein interessantes Neben-Ergebnis. In Abbildung 3 (rechts) ist erkennbar, dass bei Verwendung der zufälligen Effekte auf Ebene des Bestandes die realen Schadanteile sehr gut vorhergesagt werden. Eine weitere Verbesserung der Vorhersage unter Verwendung der zufälligen Effekte auf Ebene des Probekreises ist kaum möglich. Es kann somit geschlussfolgert werden, dass immer noch ein erhebliches Erklärungspotential auf Ebene des Bestandes liegt, welches anhand der erhobenen Variablen nicht adäquat berücksichtigt wurde.

Diskussion

Die Verletzungswahrscheinlichkeit jedes Einzelbaumes und somit das geschätzte Schadprozent erhöhen sich mit zunehmenden Entnahmeprozenten, und zwar unabhängig von den anderen in den Modellen integrierten Faktoren. Dieser Zusammenhang wurde in ähnlicher Weise in anderen Studien ermittelt (unter anderem BACHER-WINTERHALTER 2003, GÖTSCHMANN und STREBEL 1996, NICHOLS et al 1994, BUTORA und SCHWAGER 1986, MENG 1978). Eine Optimumskurve, wie sie VOSPERNIK (2004) und KUDJELKA (1977) fanden, kann aus den Ergebnissen der vorliegenden Arbeit nicht abgeleitet werden. Zusammen mit der Wahl geeigneter und pfleglicher Arbeitsverfahren stehen dem Forstbetrieb somit Möglichkeiten zur Verfügung, Rindenschäden aktiv zu verringern. Die Ergebnisse zu den Arbeitsverfahren sowie zur mittleren Vorrückeentfernung legen zudem nahe, dass Kurzholzverfahren sowie das Zufällen von Bäumen zur Erschließungslinie die Pfleglichkeit erhöhen. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangten auch FAIRWEATHER (1991), BUTORA und SCHWAGER (1986), MENG (1978), BACKHAUS (1971) und KHALESY et al. (1971). Eine mit zunehmender Entfernung der Bäume zu den Erschließungslinien abnehmende Verletzungswahrscheinlichkeit erkannten unter anderem VOSPERNIK (2004) und BETTINGER und KELLOGG (1993). Diese Variable ist in Zusammenhang mit der mittleren Vorrückeentfernung sachlogisch eng mit dem mittleren Erschließungslinienabstand verbunden. Hier hat der Forstbetrieb zumindest mittelfristig die Möglichkeit, Rindenschäden zu verringern, wenn auf Grundlage der erzielten Ergebnisse ein optimaler Erschließungslinienabstand berechnet und berücksichtigt wird. Baumarten und Bestandeshöhe sind dagegen nicht kurz- oder mittelfristig vom Forstbetrieb beeinflussbar, können jedoch in einer

langfristigen Planung berücksichtigt werden. Bei der Interpretation der Bestandeshöhe spricht vieles dafür, dass ein starker Eingriff im jungen Bestandesalter, wie dies bei der Z-Baumorientierten Auslesedurchforstung betrieben wird, die Pfleglichkeit insgesamt erhöht (SCHÜTZ 1985).

Neben den genannten Faktoren wurde eine Vielzahl weiterer Faktoren getestet, die jedoch nicht in die Modelle eingingen. So ist im Falle der Hangneigung erkennbar, dass diese zwar signifikant ist, jedoch die Diskriminierung beziehungsweise Prognose des BI-Modells nicht verbessert. Besonders interessant ist dabei, dass die Verletzungswahrscheinlichkeit nicht mit zunehmender Hangneigung ansteigt, sondern in Hangneigungsbereichen von 20 und 45% signifikant höher ist als bei anderen Steigungen. Der Einfluss der Jahreszeit ist nicht signifikant, es werden innerhalb der Saftzeit somit nicht mehr Bäume beschädigt als außerhalb der Saftzeit. Z-Bäume werden in vergleichbarem Umfang beschädigt wie der restliche Bestand, es kann trotz expliziten Hinweises in den Arbeitsaufträgen keine Schonung der Z-Bäume festgestellt werden. Neben den genannten Faktoren wurde eine große Anzahl an potentiellen Einflussgrößen gemessen und analysiert, auf die hier nicht näher eingangen wird, die jedoch alle nicht signifikant sind. Der einzige Faktorenkomplex, der sich weitgehend einer quantitativen Messung entzieht, ist das Personal. Die Ergebnisse des SPV-Modells unter Berücksichtigung der zufälligen Effekte auf Bestandesebene weisen darauf hin, dass nicht oder nicht adäquat berücksichtigte Variablen ein erhebliches Erklärungspotential beinhalten. Dies deutet darauf hin, dass das Personal und somit die Sorgfalt bei der Hiebsausführung einen hohen Stellenwert bei der Entstehung von Rindenschäden einnehmen.

Es ist festzustellen, dass ein offensichtlicher Nachteil des inventurbasierten BI-Modells eine schlechte Vorhersage von Rindenschäden ist. In der Evaluierung des BI-Modells am Datensatz des Praxisversuchs wurde gezeigt, dass das BI-Modell im Vergleich mit einer Zufallsziehung die Rindenschäden nur geringfügig besser diskriminiert. Die graphische Darstellung der hiebsbezogenen Schadanteile (Abb. 1) zeigt zudem, dass die Verteilung der geschätzten Schadanteile in keiner Weise den realen Schadanteilen entspricht. Dies legt nahe, dass die wesentlichen Einflussgrößen offensichtlich nicht in dem BI-Modell integriert sind. Zu ähnlichen Schlussfolgerungen gelangte VOSPERNIK (2004), die vermutete, dass die auch in ihrer Studie erkannten großen Abweichungen durch die Nichtberücksichtigung wichtiger unabhängiger Variablen zustande kommen. Neben dem Nachteil schlechter Vorhersagen haben inventurbasierte Modelle jedoch den Vorteil, dass die Ergebnisse als repräsentativ einzuschätzen sind, was zum Zwecke einer Prognose von Rindenschäden unerlässlich ist. Auf der anderen Seite können versuchsbasierte Modelle zwar eine Vielzahl an Einflussfaktoren detailliert berücksichtigen, sind jedoch aufgrund der fehlenden Repräsentativität für Prognosen nicht einsetzbar (VOSPERNIK 2004). Zur Erstellung eines Prognosemodells ist eine ausschließliche Verwendung versuchsbasierter Daten, wie im SPV-Modell geschehen, somit nicht zielführend. Außerdem zeigen die Ergebnisse des SPV-Modells, dass bei Erstellung eines versuchsbasierten Modells die Schadanteile zwar tendenziell weder unter- noch überschätzt werden, aber lediglich jeder fünfte Hieb innerhalb eines Fehlerrahmens von $\pm 2\%$ korrekt vorhergesagt wird (Abb. 3, links). Somit scheint auch in versuchsbasierten Rindenschadensmodellen die Vorhersage nur eingeschränkt möglich zu sein.

Anstelle einer unabhängigen, parallelen Analyse der beiden Datensätze sollte versucht werden, diese zu kombinieren, um die jeweiligen Vorteile zu nutzen. Die für diese Arbeit verwendete Kombination erfolgt über einen residuenbasierten Ansatz. Durch die Kombination der Datensätze (BI+SPV-Modelle) kann eine erhebliche Verbesserung der Anpassung der geschätzten Schadprozente an die beobachteten Schadprozente erreicht werden. Das erweiterte BI+SPV-Modell schätzt die beobachteten Schadprozente weitaus besser als das reine SPV-Modell (Abb. 2, rechts). Dabei ist zu bedenken, dass für die Schätzungen exakt dieselben unabhängigen Variablen in den Modellen verwendet werden. Offensichtlich wirkt sich die Repräsentativität des inventurbasierten BI-Modells in Kombination mit der Detailtreue versuchsbasierter Daten zuträglich auf die Vorhersage von Rindenschäden aus. Die von VOSPERNIK (2004) geäußerte Annahme, dass die Vorhersage inventurbasierter Modelle am Fehlen wichtiger Einflussgrößen leidet, wird jedenfalls durch die Ergebnisse der kombinierten Modelle bestätigt.

Zusammenfassung

Der aktuell hohe Anteil rindengeschädigter Bäume in Baden-Württemberg ist darauf zurückzuführen, dass in einem durchschnittlichen Hieb 24% der verbleibenden Bäume neu beschädigt werden. Ziel der Arbeit ist es, diese Neuschäden zu analysieren, um darauf aufbauend eine situationsgerechte Entscheidungshilfe für den Forstbetrieb zur Vermeidung zukünftiger Schäden zu erstellen. Hierfür werden die Daten von Betriebsinventuren sowie eines eigens angelegten Praxisversuchs verwendet. In der vorliegenden Arbeit werden die Ergebnisse zur Modellierung aller Rindenschäden (bodennahe (Rücke-) sowie höher liegende (Fäll- und Aufarbeitungs-) Schäden) vorgestellt. Auf Grundlage der unterschiedlichen Datensätze werden insgesamt acht Einflussgrößen identifiziert, die für eine Prognose von Rindenschäden relevant sind: Entnahmeprozent, Bestandeshöhe, Baumarten, Lage zu Erschließungslinien ('Aufnahmefläche an einer Erschließungslinie' und 'Entfernung Baum zur Erschließungslinie'), mittlere Vorrückeentfernung, Arbeitsverfahren und Bewertung der Arbeitsverfahren. Es gibt Hinweise darauf, dass das Personal einen bedeutenden Einfluss auf die Entstehung von Rindenschäden hat, der jedoch im Rahmen dieser Arbeit nicht quantifizierbar ist. Sowohl das inventurbasierte als auch das versuchsbasierte Modell werden dem Ziel einer Prognose der Rindenschäden nur bedingt gerecht. Durch die hier verwendete residuenbasierte Kombination kann eine deutliche Verbesserung der Prognose erreicht werden.

Literaturverzeichnis

- BACHER-WINTERHALTER, M.: Mechanisierte Starkholzaufarbeitung in strukturierten Mischbeständen. Forsttechnische Informationen 9: 93-99, 2003
- BACKHAUS, G.: Analyse der Baumverletzungen beim Rücken von Buchenindustrieholz in langer Form. AFZ: 415-420, 1971
- BUTORA, A. und SCHWAGER, G.: Holzernteschäden in Durchforstungsbeständen. Bericht der Eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen, Nr. 288, Schweiz, 51 S, 1986
- BETTINGER, P. und KELLOGG, L. D.: Residual stand damage from cut-to-length thinning of second-growth timber in the Cascade Range of western Oregon. For. Prod. J. 43: 59-64, 1993
- FAIRWEATHER, S. E.: Damage to residual trees after cable logging in northern hardwoods. Northern Journal of Applied Forestry 8: 15-17, 1991
- GOLDSTEIN, H.: Multilevel Statistical Models. Bd. 3. Arnold, London, 253 S., 2003
- GÖTSCHMANN, H. und STREBEL, R.: Holzernteschäden in Durchforstungsbeständen – eine Untersuchung zum modifizierten Goldberger-Verfahren. Professur für forstliches Ingenieurwesen, Eidgenössische Technische Hochschule. Zürich. Interner Bericht 7, 27 S., 1996
- HOSMER, D. W. und LEMESHOW, S.: Applied Logistic Regression. Bd. 2. 375 S., 2000
- KHALESY, M., OESTEN, G. und WÖLFLE, G.: Fäll- und Rückeschäden in Buchen-Schwachholz in Abhängigkeit von Gelände, Jahreszeit, Sortenlänge und Rückeverfahren. Mitt. d. Baden-Württembergischen FVA: 38, 1971
- KUDJELKA, W.: Versuch einer Erfassung und Bewertung von Rückeschäden bei der Durchforstung in Fichten- und fichtenreichen Jungbeständen (Stangenorten). Thesis Universität für Bodenkultur Wien, 116 S., 1977
- LI, J., ALTERMAN, T. und DEDDENS, J.A.: Analysis of Large Hierarchical Data with Multilevel Logistic Modeling Using PROC GLIMMIX. In: Proceedings of the 31st Annual SAS Users Group International Conference. Cary, NC: SAS Institute Inc., Paper No. 151-31: 1-5, 2006
- LITTELL, R. C., MILLIKEN, G. A., STRROUP, W. W., WOLFINGER, R. D. und SCHABENBERGER, O.: SAS® for Mixed Models. Bd. Second Edition. SAS Institute Inc., Cary, NC, 813 S., 2006
- MENG, W.: Baumverletzungen durch Transportvorgänge bei der Holzernte - Ausmaß und Verteilung, Folgeschäden am Holz und Versuch ihrer Bewertung. Selbstverlag der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg, Stuttgart, 159 S., 1978
- NICHOLS, M. T., LEMIN, R. C. J. und 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
- NILL, M., KOHNLE, U. und SAUTER, U.H.: Entwicklung von holzerntebedingten Rindenschäden in Baden-Württemberg im Spiegel der Betriebsinventuren (in Vorbereitung)
- SCHÜTZ, J.-P.: Bestandesschäden bei der Holzernte: Forderungen und Wünsche des Waldbaus. Der Forst- und Holzwirt 14: 375-379, 1985
- VOSPERNIK, S.: Modelle für Holzgüteklassen und Stammschäden. Dissertation Universität für Bodenkultur Wien. 121 S., 2004

Kalibrierfähige Modelle für simultane Prognosen von Durchmesser und Höhe bei Waldinventuren – Integrierte Nutzung von Langzeitbeobachtungen auf Versuchsflächen

Arne Nothdurft¹, Matthias Schmidt²

¹Abteilung Biometrie und Informatik, FVA Baden-Württemberg, Wonnhaldestr. 4, 79100 Freiburg

²Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr. 2, 37079 Göttingen

Zusammenfassung

Zur Prognose des Volumenzuwachses an genutzten und eingewachsenen Bäumen in Waldinventuren wurde ein Kalibrierungsschätzer basierend auf einem bivariaten, nichtlinearen und gemischten Wachstumsmodell zur simultanen Prognose von BHD und Höhe entwickelt. Das Modell wurde an Stammanalysedaten und Zeitreihenbeobachtungen aus ertragkundlichen Versuchsflächen parametrisiert und für Prognosen zum Stichtag der BWI2 verwendet, wobei die Beobachtungen der BWI1 und der Inventurstudie aus dem Jahr 2008 zur Kalibrierung genutzt wurden. Der Kalibrierungsschätzer weist einen geringeren Bias als die bisher angewendeten Bonitätsfächer auf, ist jedoch bezüglich der Prognosestreuung unterlegen.

Summary

A non-linear mixed model was built to predict volume increment for forest inventories. Model fitting was performed by means of longitudinal data from growth and yield trials. Predictions were obtained for BWI2 by using prior observations from BWI1 and “Inventurstudie 08” for calibrations. The calibration estimator proved to be superior in terms of bias compared with traditional site-index models, but showed larger RMSE.

Einleitung

Für die Schätzung des Volumens von einzelnen Bäumen werden bei Waldinventuren generell Regressionsmodelle in Abhängigkeit des Durchmessers und der Höhe angewendet. Der Volumenzuwachs eines Baumes wird durch die Differenz der Regressions schätzungen zu zwei Zeitpunkten geschätzt. Der gesamte Volumenzuwachs muss bei Waldinventuren für die überlebenden, die genutzten und die in die Einschlusszonen eingewachsenen Bäume geschätzt werden. Weil die überlebenden Bäume, zumindest für die Durchmesser, Messwerte zu den jeweiligen Inventurstichtagen besitzen, kann ihr Zuwachs recht einfach bilanziert werden, wobei die Höhe üblicherweise als Funktion des Durchmessers und repräsentativ gemessener Höhen geschätzt wird. Für die Schätzung des Zuwachses der eingewachsenen und genutzten Bäume sind dagegen Prognosemodelle für den Durchmesser und die Höhe erforderlich. Zuwachsprognosen für die Beschreibung der zukünftigen Waldentwicklung erfordern in jedem Fall Prognosemodelle.

In dieser Studie wird ein Modell-Ansatz entwickelt, mit dem das Wachstum des Durchmessers und der Höhe gleichzeitig prognostiziert werden kann. Dafür wurden nichtlineare Modelle an Langzeitbeobachtungen aus Versuchsflächen angepasst. Es ist zu vermuten, dass die Beobachtungen an den Bäumen einer Versuchsfläche, und auch die Messwerte eines einzelnen Baumes korreliert sind. Diese Korrelation betrifft sowohl die Zuwachswerte von Durchmesser und Höhe untereinander als auch die Korrelation zwischen Durchmesser- und Höhenzuwachswerten. Der Idee gemischter Modelle folgend werden diese Korrelationen durch Gauss-verteilte Zufallsparameter berücksichtigt.

In Anlehnung an Hall & Clutter (2004) soll das bivariate Regressionsmodell auch die Korrelationen zwischen den Wachstumsgängen von Durchmesser und Höhe beschreiben. Damit könnte das Modell auch zur Ergänzung fehlender Messwerte von Baumhöhen angewendet werden. Zusätzlich soll dadurch auch die Höhenzuwachsschätzung verbessert werden, da baumindividuelle Zuwachsgänge selbst in Fällen in denen keine Baumhöhenmessung vorliegt, geschätzt werden können. Die Datenergänzung fehlender Höhenwerte wird bisher durch traditionelle Bestandeshöhenkurven oder Einheitshöhenkurven erfüllt.

Durch diesen Beitrag soll verdeutlicht werden, dass die Stichprobendaten aus Waldinventuren für die Modellierung des Waldwachstums unzureichend sind, da noch keine langen Zeitreihen vorliegen, diese Zeitreihen sehr große Messintervalle aufweisen und auch nur wenige Einzelbaumzeitreihen innerhalb der Stichprobengruppen zur Verfügung stehen. Insbesondere die Korrelationsstrukturen der Zufallsparameter sind so kaum zu erfassen. Zur Modellanpassung ist daher häufig ein Rückgriff auf Langzeitbeobachtungen von Versuchsflächen notwendig. Mit dem Vorwissen über die festen Modell-Parameter und die Zufallsparameter-Kovarianzen kann das Wachstumsmodell anschließend anhand der Beobachtungen von Waldinventur-Stichproben durch empirische Bayes-Schätzer effizient kalibriert werden.

Material

Modelldaten

Für die Modellanpassung wurden Daten aus Stammanalysen und Zeitreihendaten verwendet, die aus drei Quellen stammen (Tabelle 1), einer vom damaligen BMBF geförderten Messkampagne im Süd-Schwarzwald, von

Versuchsflächen der FVA Baden-Württemberg (FVA-BW) sowie der Nordwestdeutschen Versuchsanstalt (NW-FVA). Insgesamt wurden 51700 Baumhöhenmesswerte und 90357 BHD-Messwerte von 1625 Bäumen aus 374 Versuchsparzellen bzw. Erhebungspunkten zur Modellparametrisierung verwendet. Weitere Kovariablen fanden keine Berücksichtigung. Einflussgrößen, die möglicherweise auf den Versuchsflächen erhoben wurden, wie z.B. die Kronenlänge oder die Nachbarschaftsbeziehungen, sind bei den Waldinventuren i.d.R. nicht bekannt. Es wurden verfügbare räumliche Kovariablen, wie klimatische und topographische Größen als weitere Regressoren getestet; ohne dass merkliche Modellverbesserungen erreicht werden konnten.

Studie	Plots	Bäume	Höhe	BHD	Baumarten
BMBF	106	778	17929	50761	Fichte, Tanne, Buche
FVA-BW	69	350	13579	19449	Fichte, Tanne, Douglasie
NW-FVA	199	497	20192	20192	Fichte, Douglasie, Kiefer, Eiche, Buche
Gesamt	374	1625	51700	90357	

Tabelle 1: Longitudinale Parametrisierungsdaten.

Evaluierungsdatensatz

Die parametrisierten Modelle wurden an einem umfangreichen Datensatz der Bundeswaldinventuren getestet. Es wurden die Messdaten aller Trakte der Bundeswaldinventur 1 (BWI1) aus dem Jahr 1987 und/oder der Bundeswaldinventur 2 (BWI2) aus dem Jahr 2002 verwendet, die im Jahr 2008 durch eine Inventurstudie (IS08) aufgenommen wurden. Die Evaluierungsdaten umfassen insgesamt 99592 Bäume an 9740 Traktecken von 3354 Trakten. Mit dem Vorwissen der Messdaten aus der BWI1 und der IS08 wurden Werte für den Zeitpunkt der BWI2 geschätzt. Die Prognosewerte wurden mit den tatsächlichen Messdaten verglichen und die Leistung der Schätzer anhand der mittleren Abweichung (Bias) und der Wurzel der mittleren Abweichungsquadrate (RMSE) eingeschätzt.

Methoden

Das bivariate nichtlineare gemischte Wachstumsmodell

Als nichtlineare Grundfunktion wurde die von SLOBODA (1972) entwickelte modifizierte Richards-Funktion verwendet

$$y = f(t|\phi) = \phi^{(1)} \cdot \left(\frac{y(t_0)}{\phi^{(1)}} \right)^{\exp \left[\frac{\phi^{(2)}}{(\phi^{(3)} - 1) \cdot t} - \frac{\phi^{(2)}}{(\phi^{(3)} - 1) \cdot t_0} \right]}.$$

In Anlehnung an traditionelle site-index-Modelle (RENNOLS, 1995) ist darin $y(t_0)$ als freier Parameter für die Bonität im Referenzalter t_0 spezifiziert. Durch Fixierung von $t_0 = 50$ und die Berücksichtigung der gruppierten Datenstruktur in einem gemischten Modell erhält man für die l -te Beobachtung der Zielgröße BHD ($k = 1$) bzw. Höhe ($k = 2$) des Baumes j am Plot i im Alter t_{ijk}

$$y_{ijkl} = \phi_{ijk}^{(1)} \cdot \left(\frac{\phi_{ijk}^{(4)}}{\phi_{ijk}^{(1)}} \right)^{\exp \left[\frac{\phi_{ijk}^{(2)}}{(\phi_{ijk}^{(3)} - 1) \cdot t_{ijkl}} - \frac{\phi_{ijk}^{(2)}}{(\phi_{ijk}^{(3)} - 1) \cdot 50} \right]} + \epsilon_{ijkl}$$

Plots $i = 1, \dots, m$

Bäume $j = 1, \dots, n_i$

Zielvariable $k = \{1 = \text{BHD}, 2 = \text{Höhe}\}$

Beobachtung $l = 1, \dots, p_{ijk}$

In Matrix-Schreibweise ergibt sich für die höchste Hierarchieebene der Plots

$$\begin{aligned} y_i &= [y_{i11}, \dots, y_{i11p_{i11}}, y_{i121}, \dots, y_{i12p_{i12}}, \dots, \dots, y_{in_i11}, \dots, y_{in_i1p_{in_i1}}, y_{in_i21}, \dots, y_{in_i2p_{in_i2}}]^T \\ &= f(t_i|\phi_i) + \epsilon_i \end{aligned}$$

Darin setzt sich der Parametervektor für den Plot i zusammen aus festen β und zufälligen, Gauß-verteilten b_i

$$\phi_i = A_i \beta + B_i b_i, \quad b_i \sim N(0, D_i);$$

er enthält die Parametervektoren der n_i Bäume übereinander geschachtelt

$$\phi_i = [\phi_{i1}, \phi_{i2}, \dots, \phi_{in_i}]^T$$

und für jeden Baum j das Pärchen $(\phi_{ij1}, \phi_{ij2})^T$ für den BHD und die Höhe

$$\phi_i = [\phi_{i11}, \phi_{i12}, \phi_{i21}, \phi_{i22}, \dots, \phi_{in_i1}, \phi_{in_i2}]^T.$$

Für den Baum j am Plot i ist

$$\phi_{ij1} = \left[\phi_{ij1}^{(1)}, \phi_{ij1}^{(2)}, \phi_{ij1}^{(3)}, \phi_{ij1}^{(4)} \right]^T$$

für den BHD und

$$\phi_{ij2} = \left[\phi_{ij2}^{(1)}, \phi_{ij2}^{(2)}, \phi_{ij2}^{(3)}, \phi_{ij2}^{(4)} \right]^T$$

für die Höhe.

Der Vektor der festen Parameter β ist

$$\beta = \left[\beta_1^{(1)}, \beta_1^{(2)}, \beta_1^{(3)}, \beta_1^{(4)}, \beta_2^{(1)}, \beta_2^{(2)}, \beta_2^{(3)}, \beta_2^{(4)} \right]^T$$

Die Matrix A_i enthält die üblichen Koregressoren, und ist in diesem Fall die folgend spezifizierte Design-Matrix

$$A_i = (n_i \cdot 2 \cdot r) \times \dim \{\beta\}$$

$r = 4$ Funktionsparameter

Es zeigte sich, dass die zwei Funktionsparameter $\phi^{(2)}$ und $\phi^{(4)}$ Zufallsparameter enthalten sollten, da diese Parameter die größte Variabilität aufweisen. Damit ist der Vektor der Zufallsparameter $\vec{\gamma}$

$$b_i = \left[b_{i,1}^{(2)}, b_{i,1}^{(4)}, b_{i,2}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}, b_{i11}^{(2)}, b_{i11}^{(4)}, b_{i12}^{(2)}, b_{i12}^{(4)}, \dots, b_{in_i1}^{(2)}, b_{in_i1}^{(4)}, b_{in_i2}^{(2)}, b_{in_i2}^{(4)} \right]^T$$

Die mit b_i korrespondierende Design-Matrix B_i ist spezifiziert durch

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
0 1 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
0 0 1 0 0 0 1 0 ... 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
0 0 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0

```

$$B_i = (n_i \cdot 2 \cdot r) \times \left(s^{(i,1)} + s^{(i,2)} + n_i \left(s^{(j,1)} + s^{(j,2)} \right) \right)$$

$s^{(i,k)} = 2$ Zufallsparameter auf Plot-Level für Variable k

$s^{(j,k)} = 2$ Zufallsparameter auf Baum-Level für Variable k

Die Zufallsparameter verhalten sich zwar wie Parameter, beschreiben aber lediglich wie sich die Gesamtstreuung aufteilt und werden nicht geschatzt, sondern werden vorhergesagt, wie weiter unten gezeigt wird. Im Zuge der Modellanpassung werden aber die Kovarianzen der Zufallsparameter in der Kovarianz-Matrix D_i durch likelihood-Maximierung geschatzt

$$D_i = Cov(b_i) = \begin{pmatrix} \Delta_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta_2 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Delta_2 \end{pmatrix} = \left(s^{(i,1)} + s^{(i,2)} + n_i \left(s^{(j,1)} + s^{(j,2)} \right) \right) \times \left(s^{(i,1)} + s^{(i,2)} + n_i \left(s^{(j,1)} + s^{(j,2)} \right) \right)$$

$$\Delta_1 = \begin{matrix} Var(b_{i,1}^{(2)}) & Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,1}^{(4)}) & Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(2)}) & Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}) \\ Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,1}^{(4)}) & Var(b_{i,1}^{(4)}) & Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(2)}) & Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}) \\ Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(2)}) & Cov(b_{i,1}^{(4)}, b_{i,2}^{(2)}) & Var(b_{i,2}^{(2)}) & Cov(b_{i,2}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}) \\ Cov(b_{i,1}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}) & Cov(b_{i,1}^{(4)}, b_{i,2}^{(4)}) & Cov(b_{i,2}^{(2)}, b_{i,2}^{(4)}) & Var(b_{i,2}^{(4)}) \end{matrix}$$

$$\Delta_2 = \begin{matrix} Var(b_{ij1}^{(2)}) & Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij1}^{(4)}) & Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij2}^{(2)}) & Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij2}^{(4)}) \\ Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij1}^{(4)}) & Var(b_{ij1}^{(4)}) & Cov(b_{ij1}^{(4)}, b_{ij2}^{(2)}) & Cov(b_{ij1}^{(4)}, b_{ij2}^{(4)}) \\ Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij2}^{(2)}) & Cov(b_{ij1}^{(4)}, b_{ij2}^{(2)}) & Var(b_{ij2}^{(2)}) & Cov(b_{ij2}^{(2)}, b_{ij2}^{(4)}) \\ Cov(b_{ij1}^{(2)}, b_{ij2}^{(4)}) & Cov(b_{ij1}^{(4)}, b_{ij2}^{(4)}) & Cov(b_{ij2}^{(2)}, b_{ij2}^{(4)}) & Var(b_{ij2}^{(4)}) \end{matrix}$$

Das an die Longitudinaldaten angepasste Modell soll für Vorhersagen von Inventurdaten angewendet werden. Dazu werden die Zufallsparameter durch den empirischen Bayes-Schätzer

$$\hat{b}_i \simeq \hat{D}_i \hat{Z}_i^T \left(\hat{Z}_i \hat{D}_i \hat{Z}_i^T + \hat{R}_i \right)^{-1} \hat{e}_i$$

als besten linearen unverzerrten Schätzer (BLUP) vorhergesagt. Hierbei werden vorläufige Vorhersagen $f_i(\theta_i^*, A_i^*, \beta)$ für die Alterswerte in θ^* mit Hilfe der Mittelwertkurven unternommen, die dann mit den priorenen Kalibrierungsbeobachtungen

$$y_i^* = \left[y_{i111}^*, \dots, y_{i11p_{i11}}^*, y_{i121}^*, \dots, y_{i12p_{i12}}^*, \dots, \dots, y_{in_i11}^*, \dots, y_{in_i1p_{in_i1}}^*, y_{in_i21}^*, \dots, y_{in_i2p_{in_i2}}^* \right]^T$$

zu den empirischen Residuen

$$\hat{e}_i = y_i^* - f_i(\theta_i^*, A_i^*, \hat{\beta})$$

führen.

Weil die Grundfunktion nichtlinear in den Parametern und damit auch in den Zufallsparametern ist, erfolgt die Vorhersage der Zufallsparameter um eine Taylor-Erweiterung erster Ordnung herum mit

$$\hat{Z}_i = \hat{F}_i^T B_i$$

$$\hat{F}_i = \partial f_i \left(\theta_i^*, A_i^*, \hat{\beta} \right) / \partial \left(\hat{\beta} \right)$$

Hiervon enthält die Matrix

$$\hat{F}_i = (n_i \cdot 2 \cdot r) \times \dim \{y_i^*\} =$$

$\delta_{i111}^{(1)}$...	$\delta_{i111}^{(1)} p_{i11}$	0	...	0	0	...	0	0	...	0
$\delta_{i111}^{(2)}$...	$\delta_{i111}^{(2)} p_{i11}$	0	...	0	0	...	0	0	...	0
$\delta_{i111}^{(3)}$...	$\delta_{i111}^{(3)} p_{i11}$	0	...	0	0	...	0	0	...	0
$\delta_{i111}^{(4)}$...	$\delta_{i111}^{(4)} p_{i11}$	0	...	0	0	...	0	0	...	0
0	...	0	$\delta_{i121}^{(1)}$...	$\delta_{i121}^{(1)} p_{i12}$	0	...	0	0	0	0	...	0
0	...	0	$\delta_{i121}^{(2)}$...	$\delta_{i121}^{(2)} p_{i12}$	0	...	0	0	0	0	...	0
0	...	0	$\delta_{i121}^{(3)}$...	$\delta_{i121}^{(3)} p_{i12}$	0	...	0	0	0	0	...	0
0	...	0	$\delta_{i121}^{(4)}$...	$\delta_{i121}^{(4)} p_{i12}$	0	...	0	0	0	0	...	0
.
.
.
0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 11}^{(1)}$...	$\delta_{in_i 11}^{(1)} p_{in_i 1}$	0	...	0
0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 11}^{(2)}$...	$\delta_{in_i 11}^{(2)} p_{in_i 1}$	0	...	0
0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 11}^{(3)}$...	$\delta_{in_i 11}^{(3)} p_{in_i 1}$	0	...	0
0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 11}^{(4)}$...	$\delta_{in_i 11}^{(4)} p_{in_i 1}$	0	...	0
0	...	0	0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(1)}$...	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(1)}$
0	...	0	0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(2)}$...	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(2)}$
0	...	0	0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(3)}$...	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(3)}$
0	...	0	0	...	0	0	...	0	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(4)}$...	$\delta_{in_i 2 p_{in_i 2}}^{(4)}$

die partiellen Ableitungen

$$\partial_{ijkl}^{(r)} = \partial f \left(t_{ijkl}^*, \hat{\beta} \right) / \partial \left(\hat{\beta}_k^{(r)} \right), \quad r = 1, \dots, 4$$

Im Grunde konkurriert der Restfehler ϵ_i mit den Zufallsparametern in b_i bei der Parameterschätzung. Deshalb unterstellen wir zur Vereinfachung identisch und unabhängig Gauß-verteilte Restfehler in

$$\hat{R}_i = \begin{pmatrix} \hat{\Lambda}_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \hat{\Lambda}_{i2} & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \hat{\Lambda}_{in_i} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \hat{\Lambda}_{i1} &= \text{diag} \{ \hat{\sigma}_1^2 \cdot I [p_{i11}], \hat{\sigma}_2^2 \cdot I [p_{i12}] \} \\ &\vdots \\ \hat{\Lambda}_{in_i} &= \text{diag} \{ \hat{\sigma}_1^2 \cdot I [p_{in_i1}], \hat{\sigma}_2^2 \cdot I [p_{in_i2}] \} \end{aligned}$$

Ergebnisse

In Abbildung 1 ist die Funktionsweise der Kalibrierung an einer Traktecke exemplarisch dargestellt. Die Leistung des vorgestellten Ansatzes wurde mit der von traditionellen Bonitätsfächern verglichen. Als Grundfunktion der Bonitätsfächer wurde die Funktion von SLOBODA (1972) aus Gleichung mit einem freien Parameter verwendet. Das Vergleichsmodell wurde an empirische Richtungsfelder aus durchschnittlichen Zuwachsrateen der Bundeswaldinventuren angepasst. Mit den Bonitätsfächern wurden für den Zeitpunkt der BWI2 zweimal Vorhersagen vorgenommen, einmal vorwärts gerichtet ausgehend von der BWI1 (in den Ergebnistabellen durch W.1 dargestellt) und einmal zurück gerichtet ausgehend von der IS08 (in den Ergebnistabellen durch W.2 dargestellt). Die Leistung der Prognosemodelle wurde anhand des Bias und des RMSE beurteilt. Es wurden die jeweiligen Vorhersagen der Bonitätsfächer und der BLUPs für die gleichen Bäume verglichen. Bei den Vergleichen für die Vorhersagen der Höhen handelt es sich um die Bäume mit Höhenmessungen (Höhenmessbäume), bei den Vergleichen bezüglich der BHD-Vorhersagen sind das alle Bäume mit einem BHD-Messwert. Für eine detaillierte Untersuchung wurden die Resultate der BLUPs betrachtet, bei denen i) entweder nur zu einem Inventurstichtag eine Kalibrierungsbeobachtung zur Verfügung stand (A.1 bzw. A.2), oder ii) zu beiden Inventurstichtagen (B), oder iii) für alle Vorhersagen ungeachtet, wie viele Beobachtungen zur Kalibrierung verwendet werden konnten (C). Insgesamt zeigen der Kalibrierungsschätzer für die Vorhersagen der BHDs und Höhen einen geringen Bias als die Bonitätsfächer (vgl. die erste Zeile der Spalten W.1 und W.2 mit den Spalten C in Tabelle 2 und Tabelle 3). Die RMSEs des Kalibrierungsschätzers waren für die BHD-Prognosen größer als die der Bonitätsfächer. Die RMSEs des Kalibrierungsschätzers waren bei den vorwärts gerichteten Höhen-Prognosen (ausgehend von der BWI1) kleiner als die der Bonitätsfächer, und bei den rückwärts gerichteten Prognosen (ausgehend von der IS08) geringfügig größer.

BA n	W.1	BLUP			W.2	BLUP		
		A.1	B	C		A.2	B	C
alle 99562	0.22	1.08	-0.40	-0.07	0.90	0.81	-0.68	0.32
Fi 32841	0.14	0.82	-0.53	-0.10	0.99	1.25	-1.04	0.38
Ki 30166	0.11	1.41	-0.14	0.15	1.00	0.81	-0.22	0.60
Bu 13005	0.36	1.05	-0.36	-0.10	0.84	0.93	-0.56	0.17
Ei 4126	0.06	1.54	-0.71	-0.41	0.84	0.63	-0.88	-0.34

Tabelle 2: Bias der BHD-Vorhersagen.

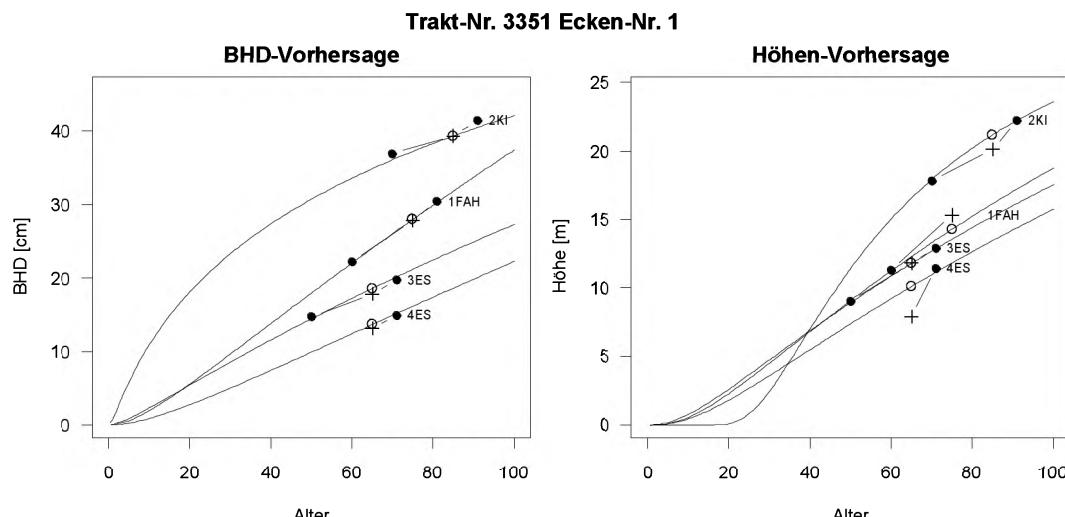
BA n	W.1	BLUP			W.3	BLUP		
		A.1	B	C		A.2	B	C
alle 99562	0.42	-0.10	-0.21	-0.16	0.37	0.65	-0.22	0.36
Fi 32841	0.20	0.30	-0.32	0.08	0.55	0.60	-0.32	0.29
Ki 30166	0.52	-0.29	-0.09	-0.19	0.43	0.66	-0.10	0.50
Bu 13005	0.61	-0.48	-0.38	-0.43	0.09	0.71	-0.38	0.15
Ei 4126	0.52	-0.64	-0.32	-0.45	0.17	0.56	-0.32	-0.01

Tabelle 3: Bias der Höhen-Vorhersagen.

BA	n	BLUP			BLUP				
		W.1	A.1	B	C	W.3	A.2	B	C
allc	99562	2.93	4.80	2.87	3.41	1.95	2.68	3.20	2.86
Fi	32841	3.12	5.20	2.89	3.78	2.08	2.92	3.18	3.02
Ki	30166	2.02	2.67	1.43	1.73	1.66	1.93	1.59	1.87
Bu	13005	3.00	4.69	3.09	3.44	1.93	2.66	3.35	3.03
Ei	4126	2.49	4.41	3.75	3.85	1.82	2.46	3.92	3.46

Tabelle 4: RMSE der BHD-Vorhersagen.

BA	n	BLUP			BLUP				
		W.1	A.1	B	C	W.3	A.2	B	C
allc	99562	2.43	2.65	1.93	2.33	1.95	2.19	1.92	2.11
Fi	32841	2.11	2.67	1.61	2.35	1.57	1.87	1.61	1.78
Ki	30166	2.25	2.45	1.79	2.15	1.72	2.07	1.78	2.01
Bu	13005	2.76	2.80	2.15	2.48	2.37	2.29	2.15	2.22
Ei	4126	2.31	2.30	1.92	2.08	2.18	2.20	1.92	2.02

Tabelle 5: RMSE der Höhen-Vorhersagen.**Abbildung 1:** Beispiel einer Kalibrierung. Die Vorbeobachtungen zur Kalibrierung aus der BWI1 und der IS08 sind durch Punkte gekennzeichnet. Die tatsächlichen, aber als unbekannt angenommenen Werte der BWI2 sind als Plus-Symbole dargestellt. Die unterbrochenen Kurven zeigen die vorhergesagten Wachstumsverläufe. Die Vorhersagen zum Zeitpunkt der BWI2 sind durch die kleinen Kreise gekennzeichnet. In der linken Grafik sind die Werte für die BHDs dargestellt und auf der rechten Seite für die Höhe.

Diskussion und Schlussfolgerungen

Die Leistung des Kalibrierungsschätzers ist, gemessen am Bias, erfreulich. Seine hohe Prognosestreuung ist jedoch noch unbefriedigend. Die Leistung der traditionellen Bonitätsfächer ist schwer zu übertreffen. Das mag daran liegen, dass diese Modelle direkt an das Bundeswaldinventur-Datenmaterial angepasst wurden, für welches auch die Prognosen vorgenommen wurden. Im Gegensatz dazu sind die Parameter des Kalibrierungsschätzers anhand eines separaten Stammanalyse-Versuchsflächen-Datensatz angepasst worden. Es gibt Anzeichen, dass die longitudinalen Parametrisierungsdaten der 1625 Bäume aus 374 Versuchsparzellen bzw. Erhebungspunkten nicht ausreichen, um die gesamte Formenvielfalt der Wachstumsverläufe im deutschen Bundesgebiet zu beschreiben, zumal die Parametrisierungsdaten lediglich aus den Bundesländern Baden-Württemberg und Niedersachsen stammen.

Literaturverzeichnis

- RENNOLS, K.: Forest height growth modelling. *Forest Ecology and Management*, 71(3): 217-225, 1995.
 SLOBODA, B.: Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. *Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg*, 32, 1971.
 HALL, D.B. & CLUTTER, M.: Multivariate multilevel nonlinear mixed effects models for timber yield predictions, *Biometrics*, 60(1), 16-24, 2004.

Ein standortsensitives, longitudinales Höhen-Durchmesser-Modell als eine Lösung für das Standort-Leistungs-Problem in Deutschland

Matthias Schmidt

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

Zusammenfassung

Der Beitrag beschreibt generalisierte Höhen-Durchmessermodelle für Fichte, Kiefer, Douglasie, Buche und Eiche d.h. den Effekt von unterschiedlichen Prädiktoren auf die Relation von Höhe zu Durchmesser von Einzelbäumen. Grundmodell ist eine reparametrisierte Version der Korf-Funktion (Lappi 1991). Datengrundlage sind die Bundeswaldinventur, die Betriebsinventuren der Niedersächsischen Landesforsten und ertragskundliche Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt. Als Prädiktoren werden u.a. Standortvariablen wie die Temperatursumme in der Vegetationszeit und der Ariditätsindex (De Martonne 1926) verwendet, so dass das Modell standortsensitiv ist. 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. Damit ermöglicht das Modell auch eine Abschätzung des Klimawandels auf die Höhenentwicklung von Einzelbäumen und Beständen. Um potentielle nicht-lineare Effekte quantifizieren zu können und für die Regionalisierung der Standortsvariablen werden spezielle verallgemeinerte additive Modelle *gam* parametrisiert. Die Schätzungen aus dem ersten Modellierungsschritt gehen anschließend als ‘*a priori*’ Informationen in ein verallgemeinertes lineares gemischtes Modell *glmm* ein, so dass auch lokal und zeitlich auftretende Korrelationsmuster quantifiziert werden können und eine Kalibrierung des globalen Modells an Vorinformationen ermöglicht wird.

Summary

Generalized height-diameter models based on a reparameterized version of the Korf function (Lappi 1991) for Norway spruce, Scots pine, Douglas fir, European beech and oak (sessile and pedunculate oak) are presented. The effects of different predictor variables on the relation of height to diameter for single trees are quantified. The large parameterization data base consists of the German National Forest Inventory, the forest enterprise inventories of the state forest of Lower Saxony and growth and yield trials of the Northwest Forest Research Station. Site variables like temperature sum during vegetation period and aridity index (De Martonne 1926) are employed rendering the model sensitive to site conditions. Since single tree age is used as a main predictor the model is longitudinal and can be used for height prediction over time and to predict site index. Hence, the model allows for prediction of the effects of climate change on height development for single trees and stands. For quantification of potential nonlinear effects and for the regionalization of site variables specific generalized additive models *gam* are employed in a 1st modeling step. The prediction from this 1st modeling step are employed as ‘*a priori*’ information in a generalized linear mixed model *glmm* that enables to quantify local and temporal correlation and for calibration of the global population model using pre-information.

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 Brusthöhendurchmessers (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 Datenergänzungswerzeuge, 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 Gadew 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 (Pretzsch 2009). Bezuglich der Höhenfortschreibung unterscheiden sich Wachstumsfunktionen darin, inwieweit lediglich ein Höhen-Alters-Wertepaar oder auch Standortsvariablen für eine standortssensitive Prognose verwendet werden (Pretzsch 2009).

Im Rahmen dieses Beitrages soll ein Höhen-Durchmesser Modell für Fichte, Kiefer, Douglasie, Buche und Eiche 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. Ein besonderer Schwerpunkt liegt zusätzlich auf der Integration von Standortsvariablen, da das Modell auch für die Abschätzung der Auswirkungen des Klimawandels auf die Höhenentwicklung von Einzelbäumen und Beständen verwendet werden soll. Daher erfolgt die Modellentwicklung in 2 Schritten. In einem ersten Schritt wird ein verallgemeinertes additives Model *gam* parametrisiert, um die fast ausschließlich nicht-linearen Modelleffekte der unabhängigen (Standorts-)Variablen beschreiben zu können. Die Schätzungen aus dem *gam* gehen anschließend als ‘*a priori*’ Informationen in ein verallgemeinertes lineares gemischtes Model *glmm* ein. Die Spezifizierung als gemischtes Modell ermöglicht die Aufteilung der Gesamtvarianz auf verschiedene Hierarchieebenen und damit die Kalibrierung eines mittleren Populationsmodells mit Hilfe zusätzlicher 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 somit einen Ansatz für die standort(klima)sensitive Höhenfortschreibung in Wachstumssimulationen und eine Lösung für das Standort-Leistungs-Problem in Deutschland. Zusammenfassend soll der Modellansatz des longitudinalen Höhen-Durchmessermodells Lösungen für die folgenden Anwendungsbereiche bieten:

- Höhenergänzung für Einzelbäume in Waldinventuren und für die Initialisierung von Wachstumssimulatoren, wobei für die Anwendung ein gemessener oder geschätzter BHD vorliegen muß.
- Standortsensitive und damit klimasensitive Höhenfortschreibung in Holzaufkommensprognosen, Waldentwicklungsszenarien und waldbaulichen Szenariosimulationen.
- Kalibrierfähigkeit des Modells, so dass die standortssensitive Prognose anhand von Höhen-Durchmesser-Messungen lokal angepasst werden kann.
- Der Anwendungsbereich des Modells soll ganz Deutschland umfassen, d.h. die Modelleffekte müssen die sehr breite Amplitude aktueller Werte der Standortsvariablen und ihrer Kombinationen abdecken.

Datenmaterial

Ertragkundliche und Inventur-Daten

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 Betriebsinventuren (BI) ergänzt werden, eine Voraussetzung, um regional gültige Schätzungen zu gewährleisten. Diese Daten werden durch die ertragkundlichen Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt komplettiert, aus denen Änderungen des Wachstumsverhaltens über der Zeit, also Wachstumstrends, abgeleitet werden können. Die Inventurdaten sind für diesen Zweck ungeeignet, da sie keine oder nur sehr kurze Zeitreihen beinhalten. Als mögliche Ursachen der Wachstumstrends werden in der Literatur z. B. die anthropogenen bedingten Stickstoffeinträge genannt (Specker et al. 1996). Eine weitere Einschränkung der Inventurdaten besteht darin, dass am Inventurpunkt überwiegend nur wenige oder sogar nur 1 Höhenmessung je Baumart und Schicht erfolgt. Die Aufteilung der Gesamtvarianz auf verschiedene Hierarchieebenen mit Hilfe eines *glmm*, die die Voraussetzung für die örtliche Kalibrierung ist, erfordert jedoch eine möglichst hohe Anzahl an Messungen je Fläche bzw. Inventurzeitpunkt.

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. Die deutschlandweite Parametrisierungsgrundlage dient auch dazu, die Korrelation zwischen den Standortsvariablen zu reduzieren, um die verschiedenen Modelleffekte stabiler schätzen zu können. Auch treten bei Anwendung des Modells unter den aktuellen Wuchsbedingungen kaum Schätzungen im Extrapolationsbereich auf. Insgesamt kann für Fichte auf 199.894, für Kiefer auf 99.955, für Douglasie auf 107.270, für Buche auf 141.876 und für Eiche auf 72.052 Höhen-BHD-Wertpaare zurückgegriffen werden (Tab. 1), wobei aufgrund der variierenden Stichprobendichte der BWI, der Einbeziehung der BI in Niedersachsen und unterschiedlicher Waldprozente und / oder Baumartenanteile regional sehr unterschiedliche Datenmengen resultieren. Im Gegensatz zu den übrigen Baumarten stammt der Großteil (~92 %) der Beobachtungen bei der Douglasie aus den ertragkundlichen Versuchsflächen.

	BI (Nds)	BWI 1	BWI 2	Ertragskundliche Versuchsflächen	Summe
Fichte	29326	98249	37022	34957	199.894
Kiefer	16764	31999	25063	26129	99.955
Douglasie	3107	2807	3236	98120	107.270
Buche	20064	35047	25106	61659	141.876
Eiche	8197	15263	15113	33479	72.052

Tabelle 1: Anzahl Datensätze nach Baumart und Datenquelle.

Neben den insgesamt relativ breiten für die Baumarten naturgemäß jedoch sehr unterschiedlichen regionalen und höhenzonalen Amplituden weisen auch die Einzelbaummerkmale sehr breite Wertebereiche auf (Tab. 2). Die sehr geringen Minimalwerte für den BHD und die Baumhöhe stammen ausschließlich aus ertragskundlichen Versuchsflächen, da die Stichprobeninventuren Kluppschwellen von 7 bzw. 10 cm (BWI 1) aufweisen.

	Minimum	2.5 % Quantil	Median	97.5 % Quantil	Maximum
Fichte					
BHD [cm]	0.2	9.9	30.1	59.3	118.9
Baumhöhe [m]	0.5	8.0	23.8	36.7	53.7
Baumalter [J]	7	20	61	136	365
Keimjahr [J]	1637	1856	1929	1977	1995
Seehöhe [m]	0	26	495	1045	1660
Kiefer					
BHD [cm]	3.0	9.2	29.9	53.0	125.0
Baumhöhe [m]	3.7	8.5	21.4	31.9	45.8
Baumalter [J]	8	20	70	149	271
Keimjahr [J]	1731	1845	1924	1976	1995
Seehöhe [m]	0	15	110	685	1350
Douglasie					
BHD [cm]	0.8	9.4	27.1	56.7	127.3
Baumhöhe [m]	1.7	8.5	21.6	36.5	57.3
Baumalter [J]	9	19.8	39	83.8	155
Keimjahr [J]	1847	1898	1958	1976	1992
Seehöhe [m]	0	20	315	590	1180
Buche					
BHD [cm]	2.1	7.7	29.8	68.2	161.4
Baumhöhe [m]	3.0	9.6	23.7	38.0	49.0
Baumalter [J]	9	30	90	163	305
Keimjahr [J]	1697	1832	1900	1968	1993
Seehöhe [m]	0	25	350	810	1540
Eiche					
BHD [cm]	0.3	8.4	34.2	76.7	168.9
Baumhöhe [m]	2.2	8.4	22.4	34.0	45.7
Baumalter [J]	10	24	95	195	515
Keimjahr [J]	1487	1791	1897	1976	1992
Seehöhe [m]	0	8	260	530	1130

Tabelle 2: Statistische Kennwerte von Variablen, die für die Entwicklung des longitudinalen Höhen-Durchmesser-Modells verwendet werden.

Standortvariablen

Für eine deutschlandweite Parametrisierung standen zum Zeitpunkt der Modellentwicklung ausschließlich klimatische Variablen zur Verfügung. Bodenparameter können erst in zukünftigen Modellentwicklungen berücksichtigt werden, wobei die große Heterogenität der Datenlage, die aus uneinheitlichen Kartierverfahren der Bundesländer sowie der Eigentumsarten und Eigentumsgrößenklassen resultiert, problematisch zu beurteilen ist. Als Standortvariablen wurden in der aktuellen Modellentwicklung die Temperatursumme in der Vegetationszeit und der Ariditätsindex nach De Martonne (1926) verwendet, um eine Sensitivität des Modells gegenüber Veränderungen der Temperatur- als auch der Niederschlagsverhältnisse zu erreichen. In der Modellselektion wurden darüber hinaus weitere Variablen wie die klimatische Wasserbilanz auf ihre Eignung getestet. Die Bezugsperiode für die Berechnung der Variablen ist die Klimanormalperiode 1961-1990. Dabei wurde das Mittel der Simulationsläufe des statistischen regionalen Klimamodells WETTREG (Spekat et al. 2006) der Periode 1961-1990 verwendet, da auf die Messwerte des Deutschen Wetterdienstes (DWD) nicht direkt zurückgegriffen werden konnte. Die Vegetationsperiode für die Herleitung der Temperatursumme wurde baumartenspezifisch 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 (Wilpert, 1990, S. 106 ff). Der Ariditätsindex (De Martonne, 1926) wird entsprechend der Originaldefinition aus den Jahresswerten der Mitteltemperatur und der Niederschlagssumme berechnet. Die Simulationsergebnisse des Klimamodells WETTREG liegen nur für die Stationen des DWD vor. Zur Regionalisierung, d.h. für eine Schätzung der Standortparameter an den Inventurpunkten bzw. Versuchsflächen wurden verallgemeinerte additive Modelle *gam* parametrisiert. Für die Regionalisierung der Temperatursumme in der Vegetationszeit sowie der Jahresmitteltemperatur, die für die Berechnung des Ariditätsindex benötigt wird, wurden Modelle auf der Basis der Daten von 272 Klimastationen parametrisiert:

$$\text{Jahresmitteltemperatur}_j [C^\circ] = f_1(\text{Rechtswert}_j, \text{Hochwert}_j) + f_2(HNN_j) + \varepsilon_j \quad (1)$$

$$\text{Temperatursumme_Vegetationszeit}_{jk} [C^\circ] = f_{1k}(\text{Hochwert}_j) + f_{2k}(HNN_j) + \varepsilon_{jk} \quad (2)$$

mit:

$j = 1 \dots J$, J = Anzahl Klimastationen (272)

$k = 1 \dots K$, K = Anzahl Baumarten (5)

Rechtswert: Rechtswert der Gauss-Krüger-Koordinaten bezogen auf den 3. Meridian

Hochwert: Hochwert der Gauss-Krüger-Koordinaten

Für die Schätzung des Ariditätsindexes wurde auf die Jahresschlagssumme der 1963 Niederschlagsstationen und die regionalisierte Jahresmitteltemperatur zurückgegriffen (Formel 1) und der Ariditätsindex an allen 1963 Niederschlagsstationen berechnet und anschließend ein *gam* für die Regionalisierung parametrisiert (Abb. 1):

$$\text{Aridität sin dex}_i = f_1(\text{Rechtswert}_i, \text{Hochwert}_i) + f_2(HNN_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

mit:

$i = 1 \dots I$, I = Anzahl Niederschlagsstationen (1963)

Rechtswert: Rechtswert der Gauss-Krüger-Koordinaten bezogen auf den 3. Meridian

Hochwert: Hochwert der Gauss-Krüger-Koordinaten

Ariditätsindex: $\text{Jahresniederschlag}_i [\text{mm}] / E(\text{Jahresmitteltemperatur}_i) [C^\circ] + 10$,

wobei $E(\text{Jahresmitteltemperatur}_i)$ der Erwartungswert der Jahresmitteltemperatur für die Niederschlagsstation i , d.h. die Schätzung aus dem Regionalisierungsmodell (Formel 1) ist.

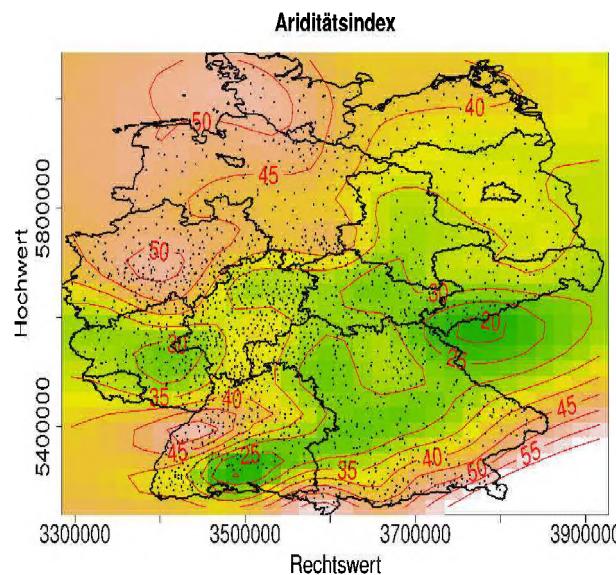


Abbildung 1: Graphische Darstellung des räumlichen Trends des Modells zur Regionalisierung des Ariditätsindexes (Formel 3). Zur Verdeutlichung des Trends wurde eine Schätzung mit einer konstanten Seehöhe von 315 m (Datenmittelwert) durchgeführt.

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 beschrieben werden sollen. 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 4) 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 λ 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 λ und C und Reparametrisierung der Korf-Funktion

Die alternative Korf-Funktion wird von Lappi (1997) linearisiert, in dem iterativ die Kombination von λ und C bestimmt wird, für die das Modell das geringste mittlere Abweichungsquadrat aufweist. Die Modellgüte ändert sich dabei in einem gewissen Wertebereich von λ und C nur unwesentlich. 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 5), 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 5.1) führt zur erwünschten biologischen Interpretierbarkeit der Parameter sowie einer deutlich reduzierten Korrelation. Dabei lässt sich der Parameter A als der Erwartungswert von $\ln(\text{Baumhöhe})$ eines Baumes mit 30 cm BHD und der Parameter B als die Differenz zwischen den Erwartungswerten von $\ln(\text{Baumhöhe})$ eines 30 cm und eines 10 cm starken Baumes der jeweiligen Baumart interpretieren.

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} (BHD_{kti} + \lambda)^{-C_{kt}} + \varepsilon_{kti} \quad (4)$$

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (5)$$

wobei:

$$x_{kti} = \frac{(BHD_{kti} + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}}{(10 + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}} \quad (5.1)$$

mit:

- H_{kt} : 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 (4) für Parzelle k zum Zeitpunkt t
- $A_{kt}, B_{kt}, \lambda, C$: Originäre Parameter des Höhen-Durchmesser-Modells (5/5.1) für Parzelle k zum Zeitpunkt t bzw. iterativ bestimmte Konstanten.

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 λ 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 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 λ und C wurde stattdessen ein lineares gemischtes Modell verwendet (Formel 6):

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k + \alpha_{kt}) - (B + \beta_k + \beta_{kt}) x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad \text{mit } x_{kti} \text{ wie in Formel 5.1} \quad (6)$$

wobei A und B die globalen Erwartungswerte, α_k und β_k die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle / des Stichprobennpunktes und α_{kt} und β_{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. In der hier vorliegenden Untersuchung resultieren die folgenden Werte für die 5 untersuchten Baumarten:

Baumart	λ	C
Fichte	7	1.225
Kiefer	3	1.4
Douglasie	7	1.3
Buche	2	1.0
Eiche	3	1.4

Tabelle 3: Iterativ ermittelte Parameterwerte für λ und C getrennt nach Baumarten.

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

An die iterative Ermittlung der Wertekombination von λ 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 Bestandes- und Standortvariablen 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 (6) 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 Stichprobenpunkten 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) Regressoreneffekte ein schlecht zu interpretierender Effekt für den Prädiktor Keimjahr auftritt. Dieser resultiert aus der hohen Korrelation der Prädiktoren Baumalter und Keimjahr. Auf die Verwendung der Proxy-Variablen 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 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 7). 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:

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k) + f_{1a}(\text{Alter}_{kti}) - (B + \beta_k)x_{kti} - p_{1b}\text{Alter}_{kti}x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (7)$$

mit x_{kti} wie in Formel 5.1

- 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 5).
- A, B : Globale Erwartungswerte der originären Parameter A und B
- α_k, β_k : Zufallsparameter für die originären Parameter A und B auf der Ebene der Parzelle
- p_{1b} : Parameter zur Beschreibung des linearen Alterseffektes auf den originären Parameter B der Korf-Funktion (Formel 5)

Begrenzte Rechnerkapazitäten erforderten eine Reduktion der Hierarchieebenen auf die Ebene der Parzelle / des Stichprobenpunktes, 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.

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

Der resultierende Alterstrend des Parameters A , der hier beispielhaft für die Fichte dargestellt ist, zeigt einen steilen Gradienten im Bereich geringer Alter bis zu ca. 50 Jahren (Abb. 2). 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 Unbalanciertheit 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. 2/Formel 8).

$$f_{1a}(Alter_{kti}) \approx p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-p_{3a} Alter_{kti}})^{p_{4a}} \quad (8)$$

wobei:

- $f_{1a}(Alter_{kti})$: Glättender Regressionsterm (Formel 7) zur Beschreibung des Alterseffektes auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (Formel 5).
- $Alter_{kti}$: Alter von Baum i in Parzelle k zum Zeitpunkt t
- $p_{1a}, p_{2a}, p_{3a}, p_{4a}$: Parameter der Chapman-Richards-Funktion

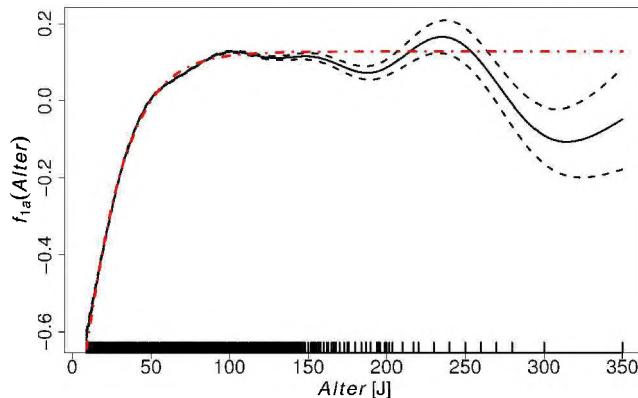


Abbildung 2: Mit Hilfe eines glättenden Regressionsterms modellierter Alterstrend des Parameters A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall) und die Approximierung durch eine Chapman-Richards-Funktion (punkt-gestrichelte Linie).

Weitere Variablenelektion

An die Ableitung der Alterstrends, die streng genommen nur für die assoziierten Keimjahre gelten, schließt sich die Integration weiterer Prädiktoren an. Die Datenbasis umfasst jetzt wieder alle Datenquellen bzw. -sätze. 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 Mehtätalo (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 darüber hinaus, etwaige nicht-lineare Effekte zu quantifizieren. So wäre die Annahme linearer Effekte, wie sie von Lappi und Mehtätalo 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 9: erste Modellzeile / beispielhaft Abb. 3 und 4). Die Effekte des Baumalters und der Seehöhe auf den originären Parameter B sind dagegen linear (Formel 9: zweite Modellzeile).

$$\ln\{E(H_{kti})\} = \widehat{p_{1a}} + p_{2a} (1 - e^{-\widehat{p_{3a}} \text{Alter}_{kti}})^{\widehat{p_{4a}}} + f_{2a}(d_rel_{kti}) + f_{3a}(KJ_{ki}) + f_{4a}(Tempsum_k) + f_{5a}(Arid_k) + f_{6a}(RW_k, HW_k) \quad (9)$$

$$- p_{0b} x_{kti} - p_{1b} Alter_{kti} x_{kti} - p_{2b} HNN_k x_{kti}$$

mit x_{kti} wie in Formel 5.1

$Alter_{kti}$ [J]	: Alter des Baumes i in Parzelle k zum Zeitpunkt t
d_rel_{kti}	: relativer BHD: Verhältnis des BHD des Baumes i in Parzelle k zum Zeitpunkt t zum zugehörigen Grundflächenmittelstamm
KJ_{ki}	: Keimjahr des Baumes i in Parzelle k
$Temp_k$ [$^{\circ}$ C]	: mittlere Temperatursumme in der Vegetationszeit der Parzelle k im Zeitraum 1960-1990
$Arid_k$ [cm]	: mittlerer Ariditätsindex nach De Martonne (1926) der Parzelle k im Zeitraum 1960-1990
HNN_k [m]	: Seehöhe der Parzelle k
RW_k, HW_k	: 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 (9)) der Chapman-Richards-Funktion (Formel 8), die zur Approximation des Alterstrends für den originären Parameter A (Formel 5) verwendet wurde
p_{2a}	: Parameter der Chapman-Richards-Funktion (Formel 8), der bei der Parametrisierung von Modell (9) 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 (Formel 8)
f_{6a}	: 2-dimensionaler glättender Regressionsterm zur Beschreibung des räumlichen Trends des originären Parameters A .
p_{0b}, p_{1b}, p_{2b}	: Parameter von Effekten auf den originären Parameter B , die als lineare Terme in das <i>gam</i> (Formel 9) eingehen

Zur Vermeidung des bei der Entlogarithmierung auftretenden Transformationsbias wurden ab diesem Modellierungsschritt alle Modelle als verallgemeinertes additives Modell mit Normalverteilungsannahme aber logarithmischer Linkfunktion anstelle identischer Linkfunktion parametrisiert. Die alternative Annahme der Gammaverteilung mit logarithmischer Linkfunktion, die einen konstanten Variationskoeffizienten unterstellen würde, erwies sich als weniger gut geeignet. 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. Zusätzlich zu den 1-dimensionalen Effekten wurde ein 2-dimensionaler Effekt in Abhängigkeit der geographischen Koordinaten geschätzt. Die Integration dieses Effektes führt zu einer deutlichen Verbesserung des Models. Dabei kann der räumliche Trend (des Parameters A) dahingehend interpretiert werden, dass er die Effekte aller nicht oder nur unzureichend erfassten räumlich korrelierten Prädiktoren subsummiert. Diese nicht erfassten Effekte beeinflussen aber im allgemeinen die Effekte der Prädiktoren, die im Modell integriert sind, so dass der 2-dimensionale Effekt auch zu stabileren und besser interpretierbareren Effekten der übrigen Prädiktoren führt.

Approximation der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen

Die 1-dimensionalen glättenden Terme wurden anschließend 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. Exemplarisch werden hier die Effekte der Temperatursumme in der Vegetationszeit (Abb. 3) und des Ariditätsindexes (Abb. 4) auf den originären Parameter A sowie ihre parametrischen Approximationen dargestellt. Diese Effekte werden deshalb dargestellt, da sie die Standort- bzw. Klimasensitivität des Modells abbilden. Die Approximation erfolgt über (stückweise) Exponentialfunktionen.

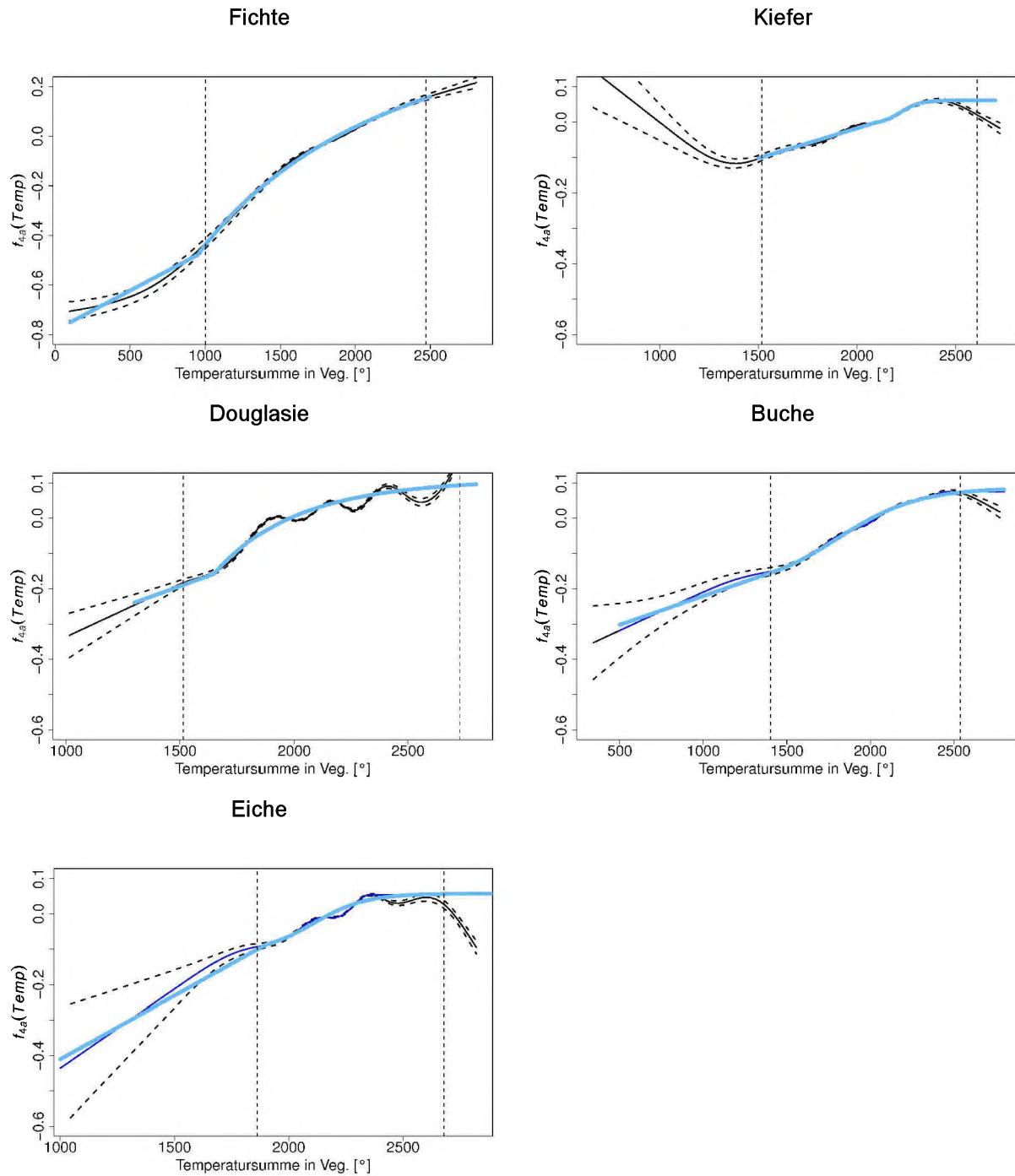


Abbildung 3: Mit Hilfe glättender Regressionsterme modellierte Effekte der Temperatursumme in der Vegetationszeit auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall und die parametrischen Approximierungen sind durch blaue Linien dargestellt). Senkrechte gestrichelte Linien kennzeichnen die 1 und 99%-Quantile der Datenbereiche.

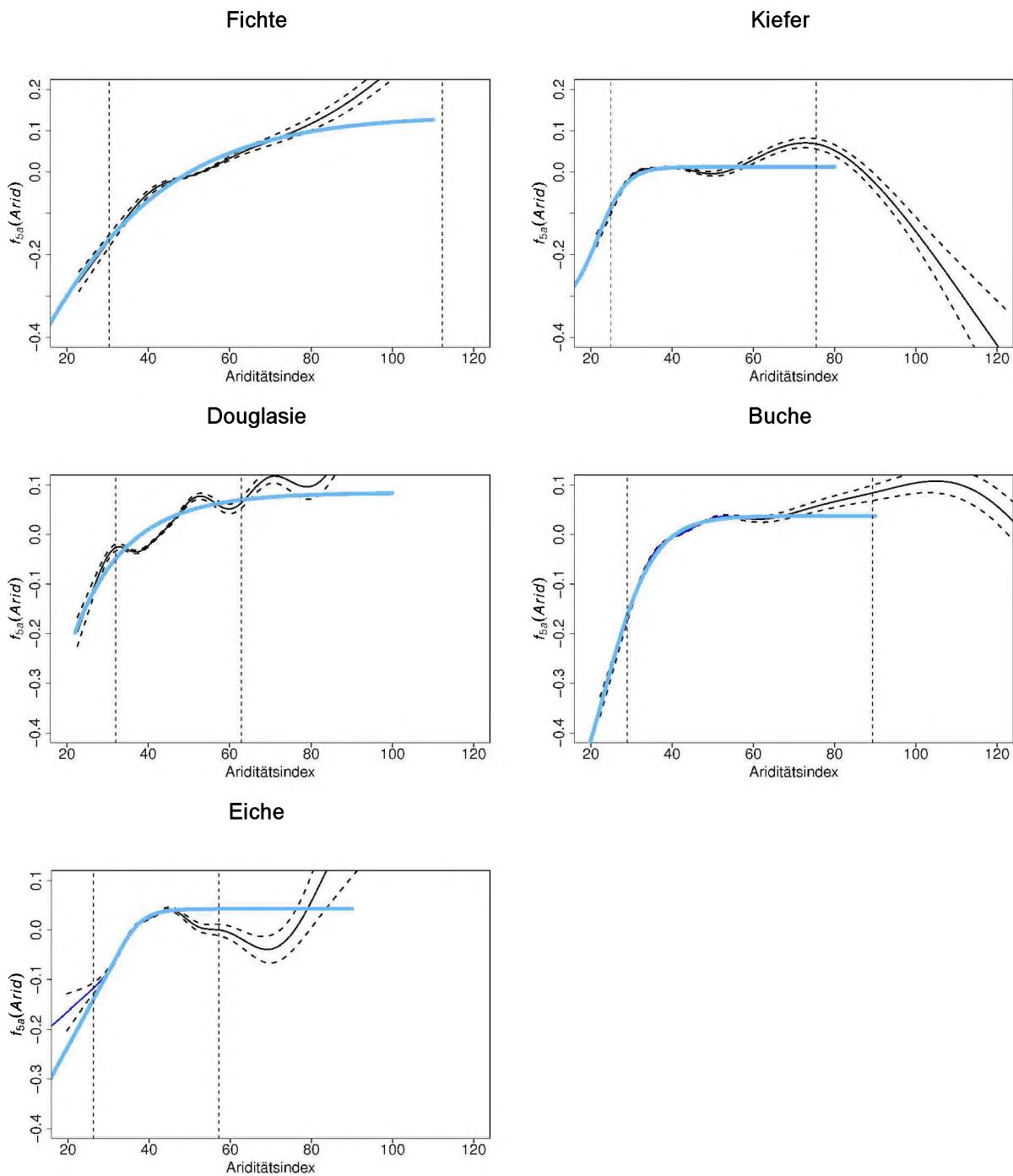


Abbildung 4: Mit Hilfe glättender Regressionsterme modellierte Effekte des Ariditätsindex auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall und die parametrischen Approximierungen sind durch blaue Linien dargestellt). Senkrechte gestrichelte Linien kennzeichnen die 1 und 99%-Quantile der Datenbereiche.

Der Effekt des relativen BHD $f_2(d_rel)$ auf den originären Parameter A bildet den Einfluss der sozialen Stellung eines Baumes ab und wird hier nicht graphisch dargestellt. Der Effekt wirkt für alle Baumarten dahingehend, dass bei konstantem BHD eine umso größere Höhen geschätzt wird, je schwächer der BHD im Vergleich zum Grundflächenmittelstamm ist. Der Effekt des Keimjahres bewirkt für alle Baumarten, dass für Bäume, die zwischen ca. 1950 und ca. 1970 gekeimt haben, bei sonst konstanten Prädiktoren stark zunehmende Baumhöhen geschätzt werden. Vor 1950 ist dieser positive Effekt deutlich schwächer bis kaum ausgeprägt. Für Bäume, die nach 1970 gekeimt haben, verbleiben die Schätzungen auf dem Niveau von 1970. Der Verlauf des approximierten Effektes wurde in diesem Datenbereich aufgrund von Expertenwissen auf dem Niveau von 1970 'fixiert', da durch die geringe Datengrundlage in diesem Bereich teilweise unplausible Verläufe des glättenden Funktionstermes

auftreten. Dabei wurde unterstellt, dass die meisten forstlichen Standorte seit ca. 1970 mit Stickstoff gesättigt sind und sich dieser Zustand mittelfristig nicht ändern wird. Die linearen Effekte der Seehöhe und des Alters auf den originären Parameter B wirken sich dahingehend aus, dass die Steigung der Höhenkurve mit steigendem Alter und steigender Seehöhe für alle Baumarten zunimmt. Lediglich bei der Eiche nimmt die Steigung der Höhenkurve mit steigender Seehöhe ab.

An die Approximierung der nicht-linearen Effekte schließt sich eine Reparametrisierung an, wobei die approximierten Effekte für das Keimjahr, die Temperatursumme in der Vegetationsperiode und den Ariditätsindex direkt als 'offset' in das Modell eingehen (Formel 10). Durch diese Vorgehensweise wird sicher gestellt, dass das teilweise unter Berücksichtigung von Expertenwissen abgeleitete Modellverhalten entsprechend der approximierten Verläufe für die Effekte der Standortsparameter und der über den Keimjahreseffekt erfasste Wachstumstrend erhalten bleiben. Der Effekt des relativen BHD wird übernommen, bei der Reparametrisierung wird jedoch ein Parameter p_{5a} geschätzt, der den Effekt proportional modifiziert. Gleichzeitig wird auch der zuvor fixierte Parameter p_{1a} erneut geschätzt. Die linearen Effekte auf den originären Parameter B werden ebenfalls erneut geschätzt. Bei Anwendung statistischer Gütekriterien müsste weiterhin der 2-dimensionale Effekt zur Beschreibung des räumlichen Trends geschätzt werden. Um aber das Modellverhalten bezüglich der Standortssensitivität ausschließlich über die Effekte der Standortsvariablen kontrollieren zu können, wird das Modell ohne diese Komponente reparametrisiert (Formel 10).

$$\ln\{E(H_{kti})\} = p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-p_{3a} \widehat{\text{Alter}_{kti}}^{p_{4a}}}) + p_{5a} \widehat{f_{2a}(d_{rel_{kti}})} + \widehat{f_{3a}(KJ_{ki})} + \widehat{f_{4a}(Tempsum_k)} + \widehat{f_{5a}(Arid_k)} \quad (10)$$

$$- p_{0b} x_{kti} - p_{1b} \widehat{\text{Alter}_{kti}} x_{kti} - p_{2b} HNN_k x_{kti}$$

wobei alle Terme, die direkt aus Modell (9) übernommen werden mit einem 'Dach' gekennzeichnet sind.

Reparametrisierung als verallgemeinertes lineares gemischtes Regressionsmodell

Das gesamte Modell wurde abschließend als verallgemeinertes lineares gemischtes Modell reparametrisiert, wobei lediglich der zentrierte bedingte Erwartungswert, d.h. die zentrierte Schätzung aus Modell (10) als Prädiktor übernommen wird. Für die stabile Aufteilung der Gesamtvarianz auf die verschiedenen Hierarchieebenen Plot / Aufnahme / Einzelbeobachtung bzw. die Anpassung des gemischten Modells werden möglichst viele Meßwiederholungen benötigt. Daher wurden für diesen letzten Modellierungsschritt nur Versuchsflächen- bzw. Inventurpunktaufnahmen mit mehr als 7 BHD-Höhenmessungen verwendet.

$$\ln\{E(H_{kti})\} = (\alpha_0 + \alpha_k + \alpha_{kti}) + (\beta_0 + \beta_k + \beta_{kti}) (\widehat{H_{kti}} - \widehat{E(H_{kti})}) \quad (11)$$

Die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle werden durch α_k und β_k und die Zufallsparameter auf der Ebene des Inventurzeitpunktes geschachtelt in Parzellen durch α_{kti} und β_{kti} beschrieben. Für alle Zufallsparameter werden konstante Varianzen und Unabhängigkeit zwischen den Ebenen Parzelle und Inventurzeitpunkt unterstellt. Die Kovarianzen $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$ $\text{cov}(\alpha_{kti}, \beta_{kti})$ werden geschätzt und sind signifikant unterschiedlich von Null.

Gesamthaft lassen sich die verschiedenen Modellierungsschritte wie folgt zusammenfassen:

1. Iterative Bestimmung eines optimalen Wertepaares für λ und C mit Hilfe eines gemischten linearen Regressionsmodells auf der Grundlage der gesamten Datenbasis und Reparametrisierung der Korf-Funktion (Formeln 4, 5, 5.1, 6).
2. Bestimmung des nicht-linearen Alterstrends des originären Parameters A auf der Grundlage der Daten der BWI 1 mit Hilfe eines verallgemeinerten additiven gemischten Regressionsmodels *gamm* (Formel 7).
3. Approximierung des Alterstrends des originären Parameters A mit Hilfe einer vier-parametrischen Chapman-Richards-Funktion (Formel 8).
4. Weitere Variablenelektion und Quantifizierung ihrer Effekte mit Hilfe eines verallgemeinerten additiven Regressionsmodells *gam* auf der Basis der gesamten Datenbasis, wobei der fixierte Alterseffekt des originären Parameters A aus dem vorhergehenden Modellierungsschritt übernommen wird (Formel 9).
5. Approximierung der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen und Reparametrisierung als *gam*, wobei die zuvor approximierten Effekte der Standortsparameter als konstant übernommen werden, um bestimmte Monotoniebedingungen des Modellverhaltens zu gewährleisten (Formel 10).
6. Reparametrisierung als verallgemeinertes lineares gemischtes Regressionsmodell (Formel 11), wobei der zentrierte bedingte Erwartungswert d.h. die zentrierte Schätzung aus Modell (10) als Prädiktor übernommen wird. Datenbasis sind alle Versuchsflächen- und Inventurpunktaufnahmen mit mehr als 7 BHD-Höhen-Messpaaren.

Alle additiven Modelle wurden mit Hilfe der Statistiksoftware *R* (R Development Core Team, 2008) 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). Die gemischten Modelle wurden mit Hilfe der Statistiksoftware *R* unter Verwendung der Bibliothek *nlme* (Pinheiro et al. 2008) parametrisiert. Für die Parametrisierung des verallgemeinerten additiven gemischten Modells (Formel 7) werden beide Bibliotheken

benötigt. Für die Parametrisierung des verallgemeinerten linearen gemischten Modells wurden die Bibliotheken *nlme* (Pinheiro et al. 2008) und *MASS* (Venables and Ripley 2002) verwendet.

Diskussion

Standortsensitivität (feste Effekte)

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 zu den bisherigen Arbeiten 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 Waldinventuren (Bundeswaldinventur und Betriebsinventuren in Niedersachsen) und nicht ausschließlich auf Versuchsflächen zurückgegriffen wird. Aus der Verwendung der Waldinventuren 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 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 des originären Parameters A der Korf-Funktion werden weitere Prädiktoren integriert. 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 Waldbeständen möglich.

Die Integration weiterer Prädiktoren erfolgt im Gegensatz zu Lappi (1997) und Mehtätalo (2004) ebenfalls in einem verallgemeinerten additiven Modell, so dass nicht-lineare Modelleffekte identifiziert werden können. Zum einen 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). Der räumliche Trend kann dahingehend interpretiert werden, dass er die Effekte aller nicht erfassten räumlich korrelierten Einflussfaktoren subsummiert. Voraussetzung für die Quantifizierung dieser geographischen Unterschiede sind die Waldinventuren 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. 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. Durch zukünftige Methodenentwicklungen, die etwa die Definition von Monotoniebedingungen für glättende Terme zulassen, könnten einige der Modellierungsschritte entfallen.

Ein Spezialfall ist der Effekt des Keimjahres, der sich erst nach einer vorhergehenden separaten Parametrisierung und Fixierung des Alterseffektes sinnvoll interpretieren lässt. Anschließend wird sowohl für den Alterseffekt als auch alle weiteren Prädiktoreneffekte auf den originären Parameter A unterstellt, dass Abweichungen von monotonen Verläufen das Resultat unbalanzierter Datenstrukturen sind. Die Richtungswechsel bzw. absinkenden Verläufe im Bereich hoher Alter beispielsweise (Abb. 2) werden als Effekte 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. Durch die Approximation mit Hilfe der Chapman-Richards-Funktion wird gewährleistet, dass die Baumhöhe für Bäume mit 30 cm BHD und konstantem relativen BHD mit steigendem Alter an einem bestimmten Forstort nicht abnimmt. Der Effekt des relativen BHD kann als Sensitivität des Modells gegenüber Bestandesbehandlungen und der sozialen Stellung eines Baumes interpretiert werden. Das Modell prognostiziert unter sonst gleichen Prädiktoren eine umso größere Baumhöhe, je niedriger der relative BHD ist. Je höher der relative BHD ist, desto vorwüchsiger ist ein Baum. Je

niedriger der relative BHD ist, desto unterdrückter ist ein 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, da die unterdrückten Bäume im allgemeinen einem höheren Konkurrenzdruck um die Ressource Licht unterliegen.

Der Effekt der standortsensitiven Variablen Temperatursumme in der Vegetationszeit zeigt für die Baumarten tendenziell degressiv steigende Verläufe, die durch (stückweise) Exponentialfunktionen approximiert werden, wobei die sehr unterschiedlichen Datenbereiche der Baumarten beachtet werden müssen (Abb. 3). Somit lässt der zusätzliche Effekt eines Anstiegs um eine Einheit auf die Höhen-Durchmesser-Beziehung mit steigender Temperatursumme nach.

Der Effekt des Ariditätsindex wird ebenfalls mit Hilfe (stückweiser) Exponentialfunktionen approximiert. Allerdings treten bei diesem Effekt (Abb. 4) für einige der Baumarten im oberen Datenbereich unplausible Verläufe auf, sodass bei der Approximation asymptotische Verläufe unterstellt werden. Hier wie auch für die Standortsvariable Temperatursumme sollten zukünftig zusätzliche Datenquellen für eine Erweiterung des Parametrisierungsbereiches genutzt werden. Für die Klimafolgenforschung ist der Bereich geringer Ariditätsindices von besonderem Interesse.

Zusätzlich zu den abstrakten Modelleffekten auf der Ebene des linearen Prädiktors soll das Modellverhalten anhand der resultierenden Höhen-BHD-Beziehung in Abhängigkeit der Standortsvariablen dargestellt werden. Um den Effekt des Ariditätsindex vor allem aber der Temperatursumme in der Vegetationszeit darzustellen, wird die Höhen-BHD-Beziehung im Alter 100 für die 5 Baumarten in verschiedenen Höhenlagen in Bad Harzburg und Freiburg mit dem verallgemeinerten additiven Modell (Formel 10) beschrieben (Abb. 5). Um den Wachstumstrend über der Zeit zu fixieren, wird unterstellt, dass die Bestände einheitlich 1910 gekeimt sind, d.h. 2010 100 Jahre alt sind. Sowohl im Harz als auch in Freiburg treten auch in tieferen Lagen günstige Verhältnisse bezüglich des Ariditätsindex auf (Abb. 4), so dass das dargestellte Reaktionsmuster vor allem durch die Temperatursumme in der Vegetationszeit bestimmt wird. Ohne dass im Detail auf das Reaktionsmuster der Baumarten eingegangen werden kann, resultieren aus forstlicher Sicht plausible Höhen-BHD-Beziehungen. Sowohl die Relation der Baumarten an einem Ort in Abhängigkeit der Seehöhe und damit der Temperatursumme und des Ariditätsindex als auch zwischen Bad Harzburg und Freiburg entsprechen forstlichem Expertenwissen. Bei der Interpretation ist ferner zu beachten, dass bisher keine Bodenparameter in das Modell eingehen und die Verläufe somit mittleren Verhältnissen bezüglich der Nährstoffversorgung und der Wasserspeicherkapazität entsprechen.

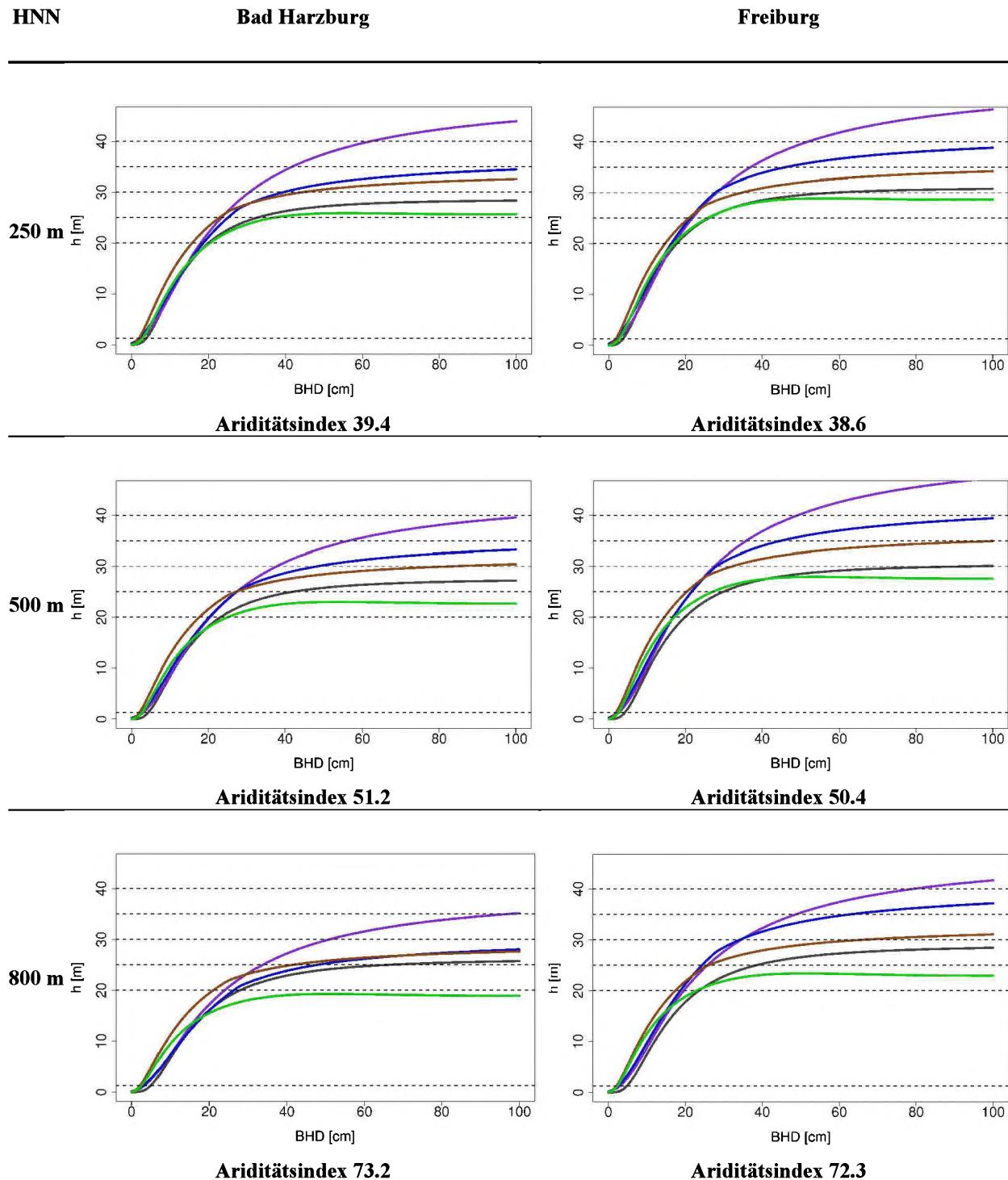


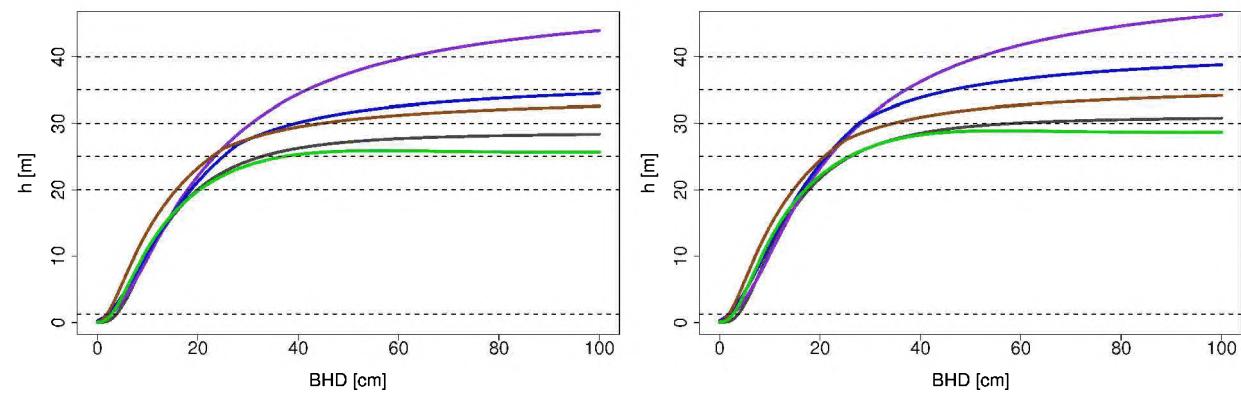
Abbildung 5: Prognosen (Modell 10) der BHD-Höhen-Beziehung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) im Alter 100 in verschiedenen Höhenlagen des Harzes und des Schwarzwaldes. Aufgrund des Wachstumstrends über der Zeit wurde ein einheitliches Keimjahr 1910 unterstellt.

Das Zusammenwirken der Effekte von Temperatursumme in der Vegetationszeit und Ariditätsindex kann exemplarisch verdeutlicht werden, wenn zusätzlich das Reaktionsmuster (Modell 10) in Naumburg (Saale) und in Schongau (bayrisches Voralpenland) betrachtet wird (Abb. 6). Beim Vergleich der Prognosen für Naumburg gegenüber Bad Harzburg führen die ungünstigen Bedingungen bezüglich des Ariditätsindex dazu, dass trotz höherer Temperatursummenwerte deutlich geringere Baumhöhen zu einem BHD geschätzt werden. Das gilt für alle Baumarten, wobei die quantitative Reaktion der Baumarten sehr unterschiedlich ist. So zeigen Fichte, Douglasie und Buche deutliche Reaktionen, während Eiche und vor allem Kiefer deutlich schwächer reagieren (Abb. 6). Vergleicht man dagegen die Prognosen für Bad Harzburg und Schongau miteinander, so wird deutlich, dass die

Baumarten mit Ausnahme der Fichte trotz unterschiedlicher Werte der Standortvariablen sehr ähnliche Höhen-BHD-Beziehungen aufweisen. Das bedeutet aber, dass der Effekt der geringeren Temperatursumme in Schongau durch den Effekt des günstigeren Ariditätsindex kompensiert wird. Bei der Fichte überkompenziert der günstigere Ariditätsindex in Schongau die geringeren Temperatursumme sogar.

Bad Harzburg 250 m

Freiburg 250 m



Naumburg 130 m

Schongau 726 m

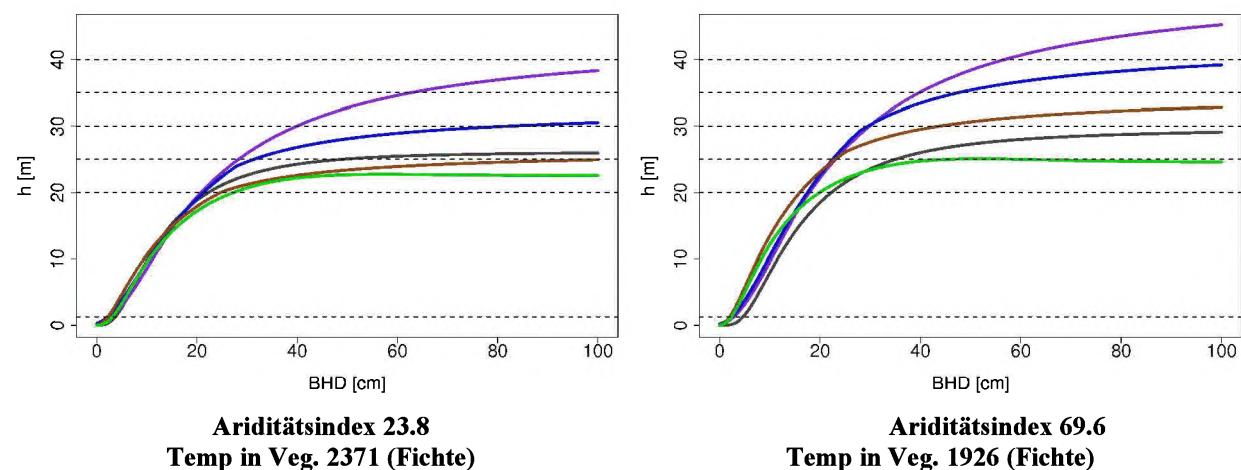


Abbildung 6: Prognosen (Modell 10) der BHD-Höhen-Beziehung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) im Alter 100 an verschiedenen Standorten. Aufgrund des Wachstumstrends über der Zeit wurde ein einheitliches Keimjahr 1910 unterstellt.

Abschließend wird der Effekt des Keimjahres bzw. die Beschreibung der Wachstumstrends über der Zeit verdeutlicht. Dazu erfolgen Prognosen (Modell 10) für die Standortbedingungen von Bad Harzburg und anstelle des bisher verwendeten Keimjahres 1910, werden 1930, 1950, 1970 und 1990 für die Prognose genutzt (Abb. 7). Die zukünftigen Effekte des Klimawandels, die über die veränderte Temperatursumme und den Ariditätsindex abgebildet werden sollen, werden hier vernachlässigt. Dabei treten die deutlichsten positiven Veränderungen zwischen den Keimjahren 1950 und 1970 auf, während zwischen den Keimjahren 1930 und 1950 nur relativ geringe positive Veränderungen auftreten. Zwischen den Keimjahren 1970 und 1990 treten kaum noch Veränderungen auf. Eine Ausnahme ist die Douglasie, bei der der positive Trend auch für diesen Zeitraum noch anhält. Allerdings ist die Prognose für das Keimjahr 1990 mit großer Unsicherheit verbunden, da die Datenbasis einerseits nur relativ wenige Datensätze in diesem Bereich umfasst und diese Bäume automatisch sehr jung sind. Die Prognose für einen 100-jährigen Bestand erfolgt damit auch ohne die Berücksichtigung des Klimawandels im Extrapolationsbereich. Diese Aussage gilt für alle Keimjahre nach 1910, wenn auch die Unsicherheit umso geringer ist, je näher das Keimjahr an 1910 liegt.

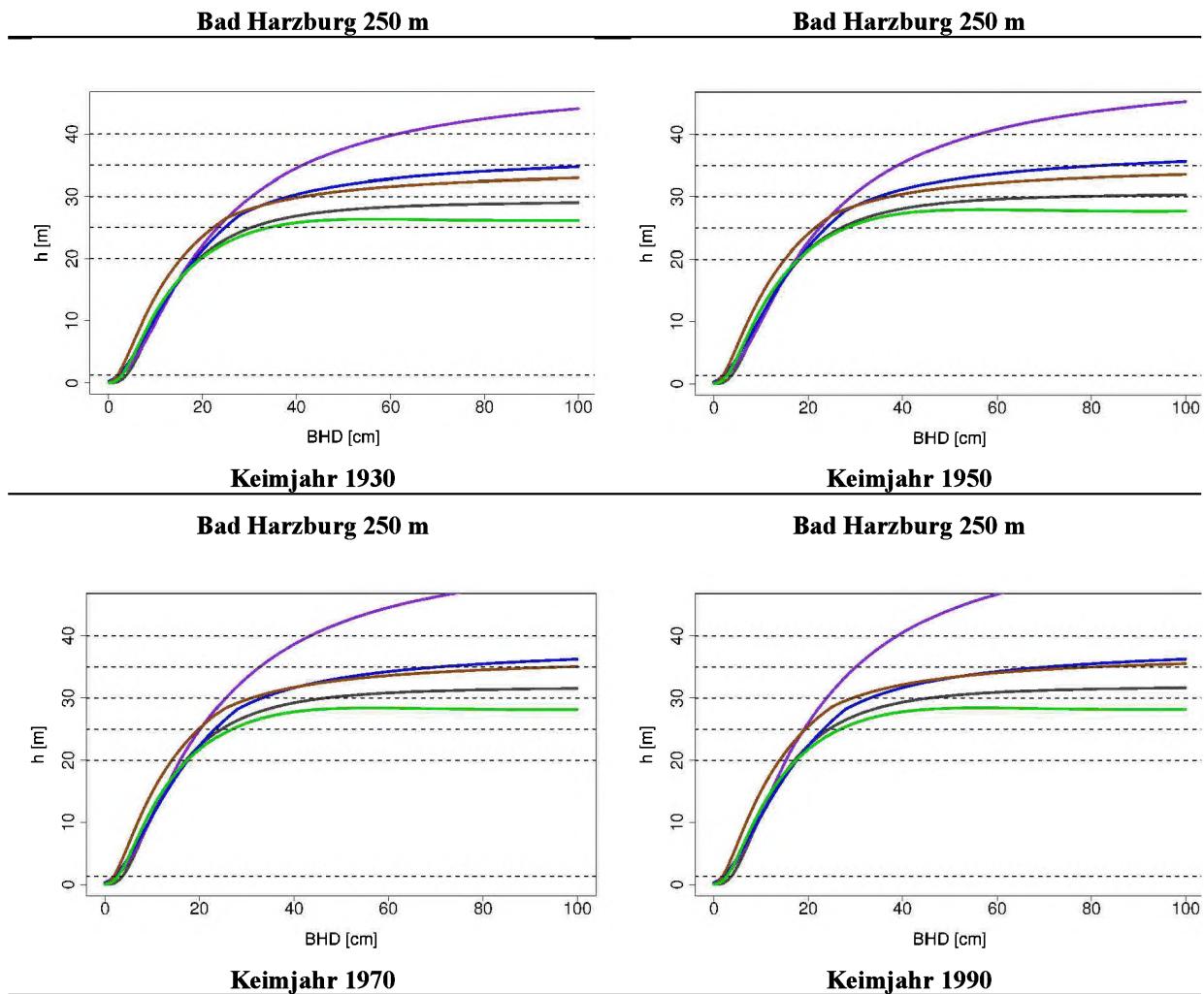


Abbildung 7: Prognosen (Modell 10) der BHD-Höhen-Beziehung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) im Alter 100 für die Standortbedingungen von Bad Harzburg, wobei die Bestände hypothetisch in den Jahren 1930, 1950, 1970 und 1990 gekeimt haben.

Kalibrierung

In der Anwendung des Modellsystems zur Höhenergänzung sind verschiedene Situationen denkbar. Liegen überhaupt keine gemessenen Höhen in einem Bestand vor, werden ausschließlich die festen Modelleffekte für die Höhenschätzung verwendet. Da das *glmm* nur noch auf der Grundlage der Aufnahmen mit mehr als 7 Messwiederholungen parametrisiert wurde, erfolgt die Schätzung in diesem Fall mit Hilfe des *gam* (Formel 10) (Abb. 5, 7, 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. Liegen Höhenmessungen zum jeweiligen Inventurzeitpunkt vor, so lassen sich zusätzlich die Zufallsparameter für den Inventurzeitpunkt berechnen bzw. für die Schätzung verwenden. 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. Die Berechnung der Zufallsparameter wird im Anhalt an Lappi (1991) als Kalibrierung bezeichnet. Der so genannte *Best Linear Unbiased Prediktor* (BLUP) für den Vektor der Zufallsparameter lässt sich über Matrixalgebra wie folgt berechnen (Lappi 1997).

$$\hat{\mathbf{b}} = (Z^T R^{-1} Z + D^{-1})^{-1} Z^T R^{-1} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}) \quad (12)$$

mit der zugehörigen Vorhersagevarianz:

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

Dabei enthält die Matrix Z die partiellen Ableitungen mit Bezug zu den Koeffizienten α_0 und β_0 der festen Effekte aus Modell (11), D ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Zufallsparameter, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix (\hat{D}) aus Modell (11) ersetzt wird und R ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix (\hat{R}) aus Modell (11) ersetzt wird. $\boldsymbol{\mu}$ ist der Vektor der Höhenschätzungen unter ausschließlicher Verwendung der festen Effekte und \mathbf{y} der Vektor der zugehörigen beobachteten Baumhöhen. 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:

$$\ln\{E(H_{kti})\} = \mathbf{y} + Z \hat{\mathbf{b}} \quad (14)$$

wobei Z in diesem Fall die Modellmatrix der Zufallseffekte ist.

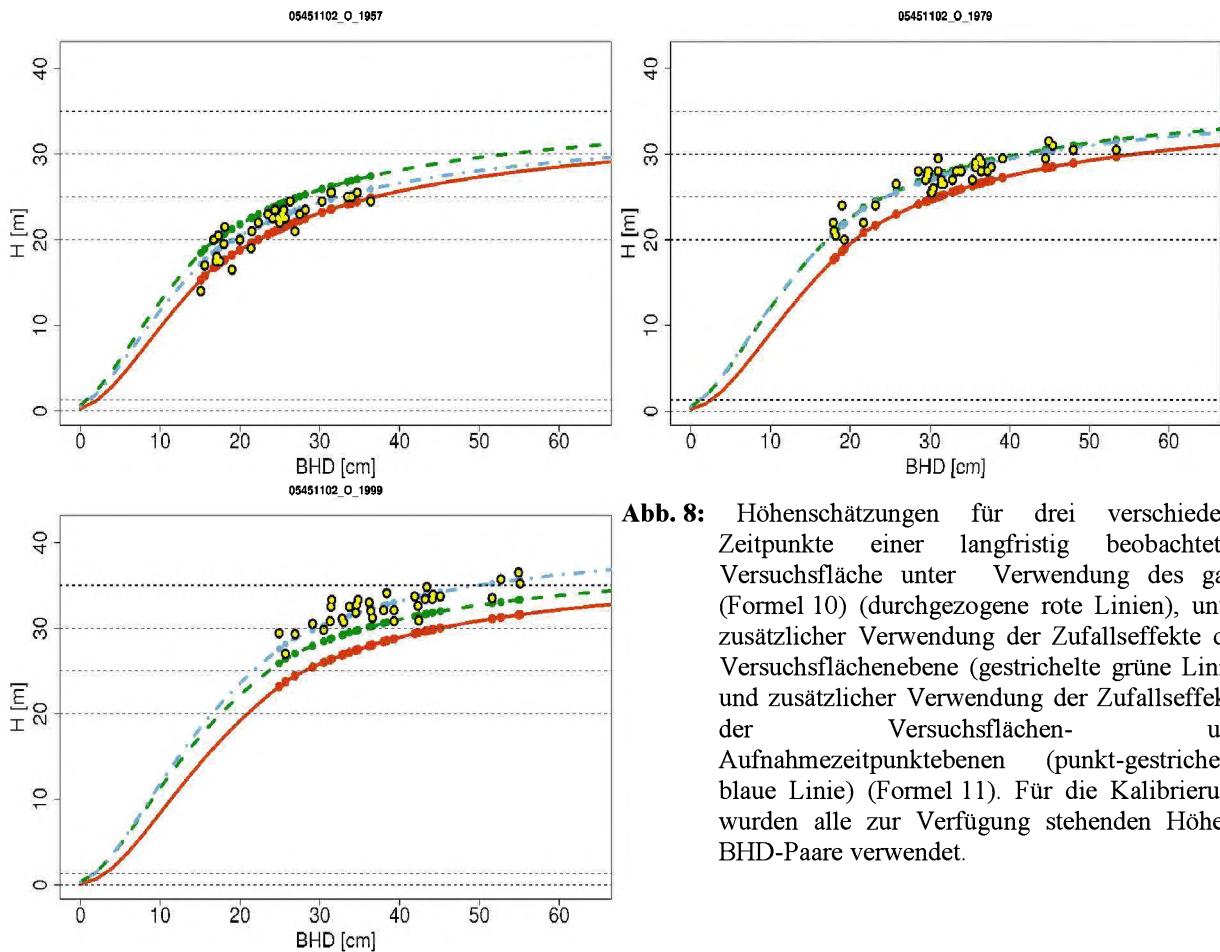


Abb. 8: Höhenschätzungen für drei verschiedene Zeitpunkte einer langfristig beobachteten Versuchsfläche unter Verwendung des gam (Formel 10) (durchgezogene rote Linien), unter zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsfächeebene (gestrichelte grüne Linie) und zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsfäche- und Aufnahmepunkteebenen (punkt-gestrichelte blaue Linie) (Formel 11). Für die Kalibrierung wurden alle zur Verfügung stehenden Höhen-BHD-Paare verwendet.

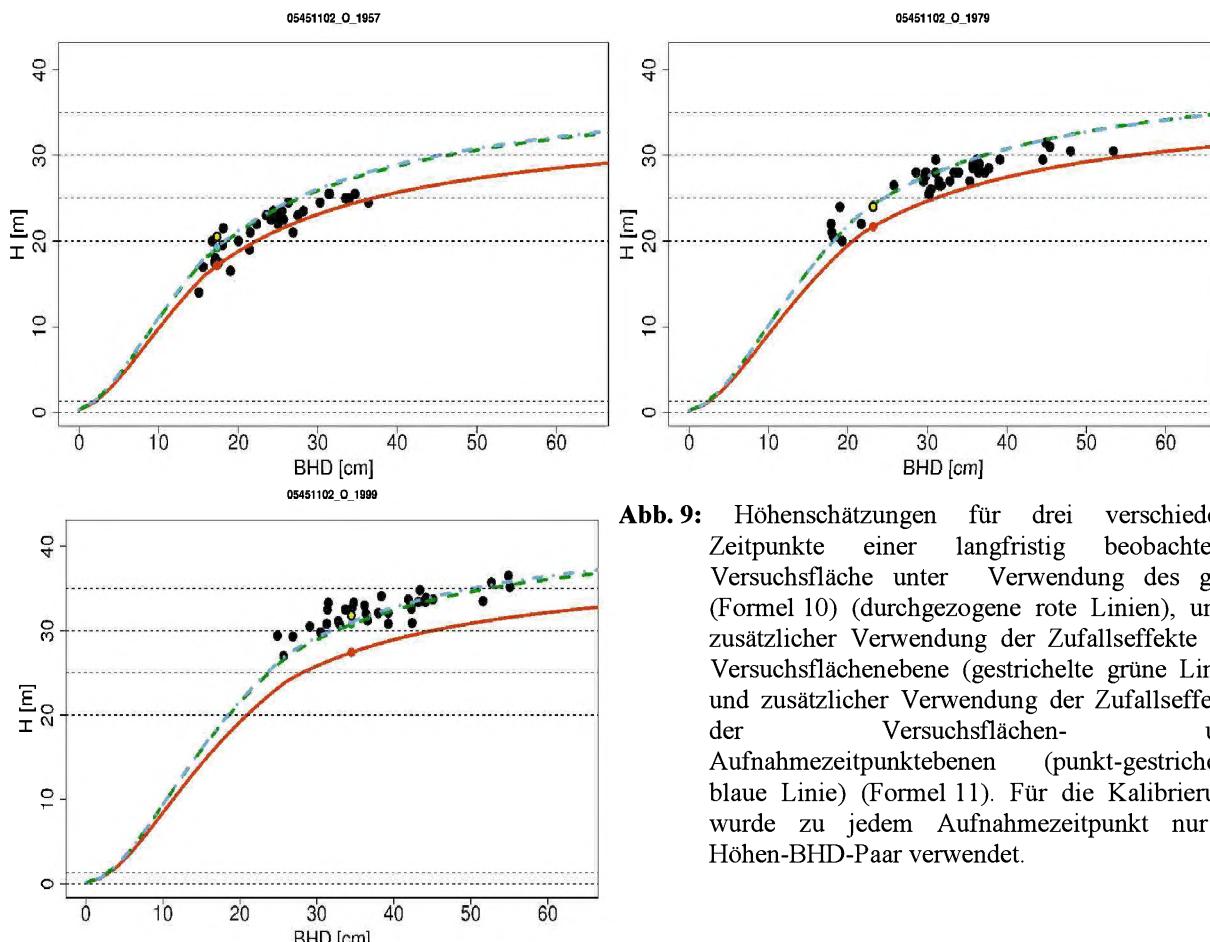


Abb. 9: Höhenschätzungen für drei verschiedene Zeitpunkte einer langfristig beobachteten Versuchsfläche unter Verwendung des gam (Formel 10) (durchgezogene rote Linien), unter zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächenebene (gestrichelte grüne Linie) und zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächen- und Aufnahmezeitpunktebenen (punkt-gestrichelte blaue Linie) (Formel 11). Für die Kalibrierung wurde zu jedem Aufnahmezeitpunkt nur 1 Höhen-BHD-Paar verwendet.

Die Wirkungsweise der Kalibrierung wird anhand dreier Aufnahmen einer langfristigen Versuchsf lächenaufnahme graphisch dargestellt, wobei in der ersten Variante alle gemessenen Höhen-BHD-Paare für die Kalibrierung genutzt werden (Abb. 8) und in der zweiten Variante nur 1 Höhen-BHD-Paar je Aufnahme für die Kalibrierung verwendet wird (Abb. 9). Unter Verwendung der Abweichung der beobachteten Höhenmessungen zur Schätzung unter ausschließlicher Verwendung der festen Effekte wird der BLUP berechnet (Formel 12), bzw. erfolgt die lokale und zeitpunktspezifische Anpassung des mittleren Populationsmodells. Für eine Kalibrierung reicht ein einziges Höhen-BHD-Messpaar aus, jedoch erhöht sich die Prognosegenauigkeit mit steigender Anzahl der Messwerte.

Abschließend erfolgt eine Validierung für die Anwendung des Modells (Formel 11) zur Datenergänzung. Für zwei unterschiedliche Validierungsdatensätze erfolgt eine Kalibrierung mit einer unterschiedlichen Anzahl an gemessenen BHD-Höhen-Paaren. Der erste Datensatz umfasst alle ertragskundlichen Versuchsf lächedaten (ETDAT), der zweite Datensatz alle Inventurpunkte (Traktecken) der BWI 1, BWI 2 und Inventurstudie 08 (BWI1_BWI2_IS08) des 8 x 8 km Stichprobennetzes der Inventurstudie 08 (Tab.4). Für Douglasie, Buche und Eiche umfasst der Datensatz EDTAT ein Vielfaches des Datensatzes BWI1_BWI2_IS08. Gleichzeitig verteilen sich die Daten in EDTAT auf eine sehr viel geringere Anzahl von Inventur einheiten.

Tabelle 4: Validierungsdaten EDTAT und BWI1_BWI2_IS08 mit Angabe des Datenumfangs, der Anzahl Traktecken bzw. Versuchsparzellen sowie Inventuraufnahmen. Die Parzellen bzw. Traktecken beinhalten auch eine Untergliederung nach Bestandesschichten.

Baumart	ETDAT	Parzellen	Parzellen- aufnahmen	BWI1_BWI2_IS08	Traktecken	Traktecken- aufnahmen
Fichte	34957	261	1180	26821	4698	9587
Kiefer	26129	203	900	20107	4511	9197
Douglasie	98120	882	3699	1255	324	664
Buche	61659	417	2171	14314	3576	7265
Eiche	33479	204	1282	7107	2116	4228

Die Schätzungen für EDTAT weisen über den gesamten Bereich des Anteils verwendeter Höhen-BHD-Messungen einen sehr geringen Bias auf (Abb. 10 / Tab. Fehler: Referenz nicht gefunden). Lediglich bei Verwendung nur eines

Messpaars steigt der Bias etwas an, wobei hier die Eiche mit fast 10 cm Unterschätzung den höchsten Wert aufweist. Die Schätzungen für BWI1_BWI2_IS08 weisen einen deutlich höheren Bias auf, wobei es hier fast ausschließlich zu Überschätzungen kommt. Werden die tatsächlich gemessenen Messpaare für die Kalibrierung verwendet, so liegen die Werte für alle Baumarten im Bereich von max. 10 cm. Buche und Douglasie weisen die höchsten Verzerrungen auf, wobei der sehr geringe Umfang der Douglasiedaten beachtet werden muss. Werden nur 50% der tatsächlich gemessenen Werte verwendet, so weisen Fichte, Kiefer und Eiche immer noch Werte von nur bis zu 4 cm auf. Bei der Anwendung des *gam* (Formel 10) auf den gesamten Parametrisierungsdatensatz von BWI1, BWI2, BI und ertragskundlichen Daten treten geringe Überschätzungen von bis zu 6 cm (Fichte) auf. Bei Anwendung des *gam*, dass zusätzlich die räumliche Trendfunktion und die original Effekte ohne Monotoniebedingungen enthält (Formel 9), tritt praktisch keine Verzerrung mehr auf. Somit resultiert die Gewährleistung biologisch plausibler Verläufe in einer leichten Verzerrung der Schätzungen. Weitere Untersuchungen zeigten allerdings, dass die Verzerrungen zu einem größeren Teil dadurch resultieren, dass der räumliche Trend nicht modelliert wird als durch die Vorgabe der Monotoniebedingungen.

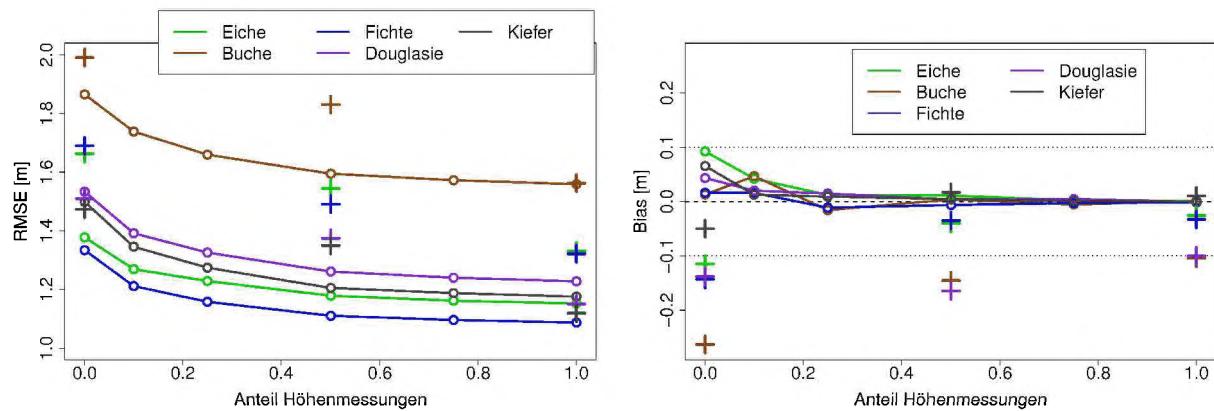


Abbildung 10: RMSE und Bias (Verzerrung) der Höhenschätzung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) über unterschiedlichen Stichprobenumfängen an Höhen-BHD-Paaren, die für die Kalibrierung (Formel 12) verwendet wurden. Die Werte, die für die Validierungsdaten ertragskundliche Versuchsflächen (ETDAT) ermittelt wurden sind durch Linien verbunden. Kreuze kennzeichnen die Werte, die für den Validierungsdatensatz BWI_1_BWI_2_IS08 ermittelt wurden.

Tabelle 5: Bias (Verzerrung) in Abhängigkeit vom Anteil der zur Kalibrierung verwendeten Höhen-BHD-Paare für 2 verschiedene Validierungsdatensätze (ETDAT und BWI_1_BWI_2_IS08). Zusätzlich sind in Spalte 11 die Werte für das *gam* mit der Berücksichtigung von Expertenwissen (Formel 10) und in Spalte 12 für das *gam* ohne Nebenbedingungen und inklusive 2-dimensionaler Trendfunktion angegeben (Formel 9).

Validierungsdaten		Bias (Verzerrung) [m]									
		Ertragskundliche Versuchsflächen (ETDAT)					BWI1_BWI2_IS08			gam standorts-sensitiv (Formel 10)	gam (Formel 9)
Anteil Höhenmessungen [%]	1 Messung	10	25	50	75	100	1 Messung	50	100		
Eiche	0.092	0.042	0.012	0.011	0.002	0.001	-0.115	-0.04	-0.026	0.026	-0.002
Buche	0.013	0.047	-0.016	0.004	-0.005	0.001	-0.263	-0.146	-0.104	0.024	0.005
Fichte	0.016	0.016	-0.011	-0.006	-0.003	-0.001	-0.144	-0.035	-0.033	0.061	-0.001
Douglasie	0.043	0.02	0.015	0.004	0.004	0	-0.138	-0.165	-0.1	0.02	-0.001
Kiefer	0.065	0.013	0.009	0.004	0.001	0	-0.05	0.017	0.01	0.031	-0.001

Bei Vergleich der Kalibrierungsergebnisse bezüglich des RMSE für ETDAT und BWI_1_BWI_2_IS08 fallen die deutlich höheren Werte für BWI_1_BWI_2_IS08 auf. Die Unterschiede sind allerdings dann besonders hoch, wenn nicht alle tatsächlich gemessenen Wertepaare für die Kalibrierung verwendet werden. Werden alle Wertepaare verwendet, so treten für Buche keine Unterschiede zwischen BWI_1_BWI_2_IS08 und ETDAT auf. Für Kiefer und Douglasie sind die Werte sogar geringer. Buche weist für beide Datensätze die deutlich höchsten Fehler auf. Der Validierungsdatensatz BWI_1_BWI_2_IS08 weist im Vergleich mit ETDAT deutlich ungünstigere Werte für den RMSE und den Bias auf, wenn nur 1 Messpaar bzw. nur 50% der Messpaare verwendet werden. Das kann zum einen in einer größeren Heterogenität der Inventurdaten begründet sein. Weiterhin könnte aber auch die spezielle Struktur von BWI_1_BWI_2_IS08 eine Rolle spielen, da die Mehrzahl der Messwerte aus der BWI 1 stammt. Die

Reduktion der für die Kalibrierung genutzten Wertepaare findet damit überwiegend in diesem Datenbereich statt. Werden keine Wertepaare für die Kalibrierung sondern das *gam* (Formel 10) verwendet, so erhöht sich der RMSE deutlich auf Werte von mehr als 3 m (Douglasie 2.18 m). Weiterhin ist der Unterschied zum *gam* mit Modellierung des räumlichen Trends und ohne Vorgabe von Monotoniebedingungen (Formel 11) deutlich. Auch hier ergaben weitere Untersuchungen, dass vor allem die Modellierung des räumlichen Trends und weniger die Vorgabe ‘biologisch plausibler’ Verläufe die Modellgüte beeinflusst.

Tabelle 6: RMSE in Abhängigkeit vom Anteil der zur Kalibrierung verwendeten Höhen-BHD-Paare für 2 verschiedene Validierungsdatensätze (ertragskundliche Versuchsflächen und BWI_1_BWI_2_IS08). Zusätzlich sind in Spalte 11 die Werte für das *gam* mit der Berücksichtigung von Expertenwissen (Formel 10) und in Spalte 12 für das *gam* ohne Nebenbedingungen und inklusive 2-dimensionaler Trendfunktion angegeben (Formel 9).

Validierungsdaten		Ertragskundliche Versuchsflächen						BWI1_IS08_BWI2			gam standorts-sensitiv	
Anteil Höhenmessungen [%]	1 Messung	10	25	50	75	100	1 Messung	50	100	(Formel 10)	gam (Formel 9)	
Eiche	1.38	1.27	1.23	1.18	1.16	1.15	1.66	1.54	1.33	3.5	2.84	
Buche	1.87	1.74	1.66	1.59	1.57	1.56	1.99	1.83	1.56	3.67	3.23	
Fichte	1.33	1.21	1.16	1.11	1.1	1.09	1.69	1.49	1.32	3.02	2.63	
Douglasie	1.53	1.39	1.33	1.26	1.24	1.23	1.51	1.37	1.15	2.18	1.83	
Kiefer	1.5	1.35	1.27	1.21	1.19	1.18	1.47	1.35	1.12	3.12	2.65	

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss ferner beachtet werden, dass der gemessene BHD in die Schätzungen eingeht. Liegen für den BHD aber nur Schätzungen mit Hilfe eines Wachstumsmodells vor, dürfte sich auch die Prognosegüte für die Höhe verringern. Auch sollten zukünftig weitere Validierungen des Kalibrierungsansatzes im Zusammenhang mit der Anwendung in Waldentwicklungsszenarien durchgeführt werden. Beispielsweise könnten Schätzungen für die letzte(n) Aufnahme(n) von langen ertragskundlichen Zeitreihen durchgeführt werden, die nicht für die Kalibrierung verwendet werden.

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“ und für die Nutzung im Rahmen der Methodenentwicklung für die BWI 3 gedankt. Herrn Johannes Sutmöller wird für die Aufbereitung der Standortsdaten an den Stationen des DWD, Herrn Ralf-Volker Nagel und Herrn Stefan Quitt wird für die Auswahl geeigneter ertragskundlicher Versuchsflächen gedankt.

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.
- ERIKÄINEN, 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). *Annales of Forest Science* 60: 237–245, 2003.

- DE MARTONNE, E. 1926: Une nouvelle fonction climatologique: l'indice d'aridité. *La Météorologie* 2: 449-458.
- MEHTÄLÄO, L.: A longitudinal height-diameter model for Norway spruce in Finland. *Canadian Journal of Forest Research* 34: 131-140, 2004.
- MEHTÄLÄO, L.: Height-diameter models for Scots pine and birch in Finland. *Silva Fennica* 39(1): 55–66, 2005.
- MENZEL, A.: Phänologie von Waldbäumen unter sich ändernden Klimabedingungen—Auswertung der Beobachtungen in den Internationalen Phänologischen Gärten und Möglichkeiten der Modellierung von Phänodaten. *Forstliche Forschungsberichte München* 164, 147 pp, 1997.
- 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.
- PRETZSCH, H.: Forest Dynamics, Growth and Yield. Springer Verlag, Berlin, 664 S., 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, URL <http://www.R-project.org>, 2008.
- ROECKNER, E., BAEUML, G., BONAVENTURA, L., BROKOPF, R., ESCH, M., GIORGETTA, M., HAGEMANN, S., KIRCHNER, I., KORNBLUEH, L., MANZINI, E., RHODIN, A., SCHLESE, U., SCHULZWEIDA, U., TOMKINS, A.: The Atmospheric General Circulation Model ECHAM5. Part 1. Model Description. MPI-Berichte, 349. Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2003.
- ROECKNER, E., BROKOPF, R., ESCH, M., GIORGETTA, M., HAGEMANN, S., KORNBLUEH, L., MANZINI, E., SCHLESE, U., SCHULZWEIDA, U.: The Atmospheric General Circulation Model ECHAM5. Part 2. Sensitivity of Simulated Climate to Horizontal and Vertical Resolution. MPI-Berichte, 354. Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2004.
- SCHOBER, R.: Ertragstafeln wichtiger Baumarten bei verschiedener Durchforstung. Sauerländer, J D; Auflage: 4., Aufl.: 166 S., 1995.
- SPEKAT, A., ENKE, W., KREIENKAMP, F.: 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 die SRES – Szenarien B1, A1B und A2. Projektbericht im Rahmen des F+E-Vorhabens 204 41 138 „Klimaauswirkungen und Anpassung, 2006.
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KOHL, 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.
- VENABLES, W. N., RIPLEY, B. D.: Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0, 2002.
- WILPERT, K.v.: Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde: ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wasserstreußdisposition. Freiburger bodenkundl. Abhandlungen 24, 184 pp., 1990.
- 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.

Kohlenstoff- und Stickstoffgehalte in Aspenbiomasse

Joachim Rock

Johann Heinrich von Thünen-Institut, Institut für Waldökologie und Waldinventuren, A. - Möller - Str. 1,
16225 Eberswalde

Einleitung

Pappeln und Weiden werden in den letzten Jahren verstärkt unter dem Blickwinkel ihrer möglichen Verwendung als Hackschnitzel aus Kurzumtriebsplantagen für energetische Verwertung betrachtet. Die etwas später als bei den Weiden erfolgende Kulmination des Wachstums macht bei den Pappeln längere Umtreibzeiten sinnvoll, so dass neben der energetischen auch eine stoffliche Verwertung lohnend erscheint. Auch in diesem Fall werden die Bäume jedoch nach vergleichsweise kurzen Produktionszeiten genutzt (15 – 20 Jahre, siehe z. B. WOLF & BÖHNISCH 2003), was zu Bedenken über die Nährstoffnachhaltigkeit dieser Bewirtschaftungsform geführt hat. Untersuchungen hierzu liegen jedoch überwiegend aus Kurzumtriebsplantagen vor (JUG et al. 1999, MAKESCHIUN et al. 1989, MAKESCHIN & REHFUESS 1994, STETTER & MAKESCHIN 1997). Im Jahr 2001 bestand die Gelegenheit, aus einem damals 22 Jahre alten Aspenbestand Proben zu gewinnen und auf ihren Kohlenstoff- und Stickstoffgehalt zu untersuchen. Hauptaugenmerk der Untersuchung war die Ermittlung der aufstockenden Biomasse, die Analysen standen dementsprechend nicht im Fokus der Arbeiten. Hinzu kam, dass zwar relativ viel Arbeitskapazität vorhanden war, jedoch nur beschränkter Zugang zu Labor- und Analysegeräten. Dies führte zu der Beschränkung auf C- und N-Analysen, warf jedoch gleichzeitig die Frage auf, ob man bestandesrepräsentative Ergebnisse auch aus Mischproben aus dem Material aller untersuchten Bäume bekommen könnte. Da bei der Nutzung von Pappeln in aller Regel keine Entrindung stattfindet wurde auch in dieser Untersuchung keine Trennung von Holz und Rinde unternommen, was auch die Anzahl der zu analysierenden Proben verringerte.

Material und Methoden

Die hier vorgestellten Ergebnisse sind Teil eines Projektes, in dem primär Biomassegleichungen für Aspen hergeleitet werden sollten (ROCK 2006). Im November 2001 wurden in einem ca. 0,4 ha großen, 22 Jahre alten Aspenbestand ("Astria", *Populus tremula* (L.) x *P. tremuloides* (Michx.)) 16 Bäume, die das gesamte Dimensionsspektrum repräsentierten, entnommen. Der Bestand ist im Verband 4m x 4m angelegt und stockt auf einem frischen bis wechselfeuchten, gut nährstoffversorgten Standort. Die mittlere Bestandeshöhe betrug bei Probenahme 22,6m, der D_m 26,2 cm. Die Bäume wurden gefällt und als Ganzbaum an die Bestandesgrenze (Wildwiese, Rückegasse) vorgeliefert. Sofort nach der Fällung erfolgte die Messung der Stockhöhe und der Baumlänge mit Stahlmaßband. Bei Fällung und Rücken abgebrochene und eindeutig dem jeweiligen Probenbaum zuzuordnenden Äste wurden aufgesammelt und bei dem jeweiligen Baum gestapelt. Außerhalb des Bestandes erfolgte eine Trennung der Ganzbäume in die Kompartimente „Derbholz“ und „Kronenmaterial“. Die Derbholzgrenze – 7 cm Durchmesser mit Rinde – wurde mittels kreuzweiser Kluppung bestimmt. Die Einteilung des Stammholzes geschah nach Möglichkeit in folgender Weise:

- Erdstammstück als separate 5m-Rolle,
- je nach Dimension des verbleibenden Abschnittes eine zweite 5m-Rolle, die wie das Erdstammstück auch separat gewogen wurde und
- das Wipfelstück und alle eventuell angefallenen (Zwiesel-) Äste mit Zopf 7 cm.

Aufgenommen wurden von jedem Stück die Länge (mit Metallmaßband, auf cm genau) und Mittendurchmesser (mit Kluppe, auf mm geschätzt). Jedes Stammteil, die Äste (als Sammellos) und das Kronenmaterial (Äste kleiner 7cm Durchmesser mit Rinde und Feinreisig) wurden mit einer HBM-Zugkraft-Meßanlage (5-Tonnen-Meßdose und DC-Meßverstärker) gewogen, um das Frischgewicht zu bestimmen. Nach der Wiegung wurden an folgenden Stellen Stammscheiben gewonnen:

- Fuß, Mitte und oberes Ende des Erdstammstückes,
- Mitte des zweiten Segments,
- Obergrenze des zweiten Segments,
- Mitte jeden 3. Stammabschnittes und jeden Zwiesels bzw. Starkastes

Die Stammscheiben wurden sofort mit einer Probennummer markiert und in Frischhaltefolie eingeschlagen, damit beim Transport zur Wiegung ins Labor keine Feuchtigkeit oder Rinde verloren gehen konnte. Das Kronenmaterial wurde getrennt nach Probebaumnummer an den Fahrweg gerückt und dort von einem Gartenbauschredder zerkleinert. Das geschredderte Material wurde durchmischt und je Baum 10 Proben gezogen, die in 250ml-Glasgefäß gefüllt wurden. Im Labor erfolgte am gleichen Tag die Wiegung der Gefäße mit Inhalt. Das individuelle Gefäßgewicht war vor der Befüllung bestimmt worden, so dass nach Subtraktion des Glasgewichtes vom Gesamtgewicht das Frischgewicht des Kronenmaterials bekannt war. Das Volumen der Derbholzsegmente wurde über die Hubersche Formel berechnet. Um einen Wert für das Kronenmaterial zu erhalten, wurden die Glasgefäß

mit dem zerkleinerten Kronenmaterial mit Wasser bis zur Oberkante aufgefüllt, das dafür benötigte Wasservolumen gemessen und vom Innenvolumen der Gläser abgezogen¹.

Die Stammscheiben wurden gewogen (auf 1/10 Gramm), der Durchmesser mit einem Umfangmessband gemessen und an vier gleichmäßig über den Umfang verteilten Stellen (jeweils um 90° versetzt) die Rindenstärke auf Millimeter genau bestimmt. Vor den Messungen wurden die Stammscheiben mit einer Bürste von anhaftenden Verschmutzungen und / oder Sägemehl gereinigt, soweit dies möglich war. Alle Anhaftungen von Feinmaterial lassen sich in feuchtem Zustand jedoch nicht entfernen. Die Scheiben kamen anschließend bei 105 °C in einen Trockenschränk und wurden bis zur Gewichtskonstanz getrocknet, was je nach Dimension der Stammscheiben bis zu 3 Tage dauerte. Bei Wägung einer Stammscheibe direkt aus dem Trockenschränk wurde die Waage mit einer Styroporplatte isoliert, um eine Erwärmung des Messinstrumentes zu verhindern. Die Trocknung des Kronenmaterials erfolgte im jeweiligen Glasgefäß. Nach der Trocknung wurden aus den Scheiben tortenstückähnliche Keile geschnitten, die in verschiedenen Mühlen gemahlen wurden. Das Kronenmaterial kam direkt in die Mühlen. Aus dem Mahlgut wurden Proben zur Analyse gewonnen, der Rest kam in zwei Sammelgefäße, eines für Derbholz-, eines für Kronenmaterial, aus denen nach Abschluss der Arbeiten Sammelproben gezogen wurden (Derbholz, Kronenmaterial). Anschließend wurde auch der Inhalt dieser Gefäße gemischt und Sammelproben aus dem gesamten Mahlgut gewonnen. Die Proben wurden im Labor des Instituts für Bodenforschung der Universität für Bodenkultur, Wien, auf ihren Gehalt an Kohlenstoff, Stickstoff und Wasser analysiert, wobei von den meisten Proben zwei Analysen des C- und N-Gehalts und eine des Wassergehalts angefertigt wurden.

Die statistische Auswertung der Daten erfolgte mit JMP® 8.0 (SAS INSTITUTE, 2008). Leitfragen waren hierbei:

- Existieren Unterschiede zwischen den C- und N-Gehalten der verschiedenen Komponenten (Derb- und Kronenholz)?
- Existieren Unterschiede zwischen den zwei Analysen einer Probe?
- Sind Mischproben ein geeigneter Ersatz für die Verwendung der einzelnen Messwerte?

Zur Beantwortung der letzten Frage wurden die C- und N-Vorräte der einzelnen Bäume einmal mit den Messwerten je Segment und einmal über das Gesamtvolumen, die durchschnittliche Dichte und die Gehaltswerte der Mischproben je Stratum (Krone, Derbholz, gesamt) hochgerechnet und diese Ergebnisse verglichen. Als mögliche Einflußfaktoren für Abweichungen kommen die Dimension des Baumes und der Anteil an Kronenmaterial mit dem höheren Rindenanteil (und damit höherem N-Gehalt) an der gesamten N-Masse eines Baumes in Frage. Bezüglich der N-Masse wurden deshalb die Differenzen zwischen erhobenen und über Mischprobenergebnisse berechneten N-Massen mittels eines generalisierten gemischten Modells mit den Eingangsvariablen BHD, Höhe, Kronenprozent und absolute N-Masse des Baumes untersucht, einmal als absoluter Wert und einmal als auf die über die einzelnen Teilstücke hochgerechnete Masse bezogene Prozentangabe.

Ergebnisse

Unterschiede zwischen Analysen einer Probe

Die Unterschiede zwischen den beiden Analysen einer Probe wurden baumweise analysiert und waren in keinem Fall signifikant. In den meisten Fällen waren erst die dritten Dezimalen verschieden.

Unterschiede zwischen Einzel- und Mischproben – Kohlenstoffgehalt

Die untersuchten Kronenmaterialproben (nach Wassergehaltskorrektur, deshalb n = 48) enthielten im Schnitt 49,72 +/- 0,65 (Standardabweichung) Massenprozent, die Derbholzproben (nach Wassergehaltskorrektur, deshalb n = 31) 49,33 +/- 0,69 Massenprozent Kohlenstoff. Der C-Gehalt des Kronematerials liegt damit signifikant unter dem Referenzwert nach IPCC Good Practice Guidance (IPCC 2003) von 0,50 (t-Test, p=0,0042). Gleichermaßen gilt für das Stammholz (p<0,0001). Die Mischproben wurden mit 49,41% (Kronenmaterial), 49,11% (Derbholz, Abb. 1) und 49,15 % (gesamt) bestimmt. Diese Werte unterscheiden sich untereinander nicht signifikant.

Unterschiede zwischen Einzel- und Mischproben – Stickstoffgehalt

Die Kronenmaterialproben enthielten 0,49 +/- 0,15 und die Derbholzproben 0,13 +/- 0,03 Massenprozent Stickstoff, die Mischproben 0,24 (Kronenmaterial), 0,10 (Derbholz) und 0,18 (gesamt) Massenprozent. Die Gehalte im Kronenmaterial (Einzelwerte) unterscheiden sich signifikant von den Werten des Derbholzes (Einzelwerte und Mischproben, Tukey-Kramer HSD-Test), jedoch nicht von den Kronen- und Gesamt-mischproben. Diese Mischproben unterscheiden sich nicht von den Derbholzproben. Zum Vergleich enthält Tabelle 1 aus der Literatur entnommene Werte für Stickstoffgehalte anderer Baumarten und aus anderen Untersuchungen.

¹ Das verwendete Wasser hatte Zimmertemperatur (19°C – 21°C), was der vorgegebenen Temperatur für die Skala der Bürette entspricht. Um Verfälschungen durch Aufschwimmen der organischen Substanz zu vermeiden, wurde das Probegefäß bei der Volumenbestimmung mit einem Edelstahl-(Tee-)Sieb abgedeckt. Die Wasserverdrängung dieses Siebes lag bei einem Milliliter und wurde bei der Volumenbestimmung berücksichtigt.

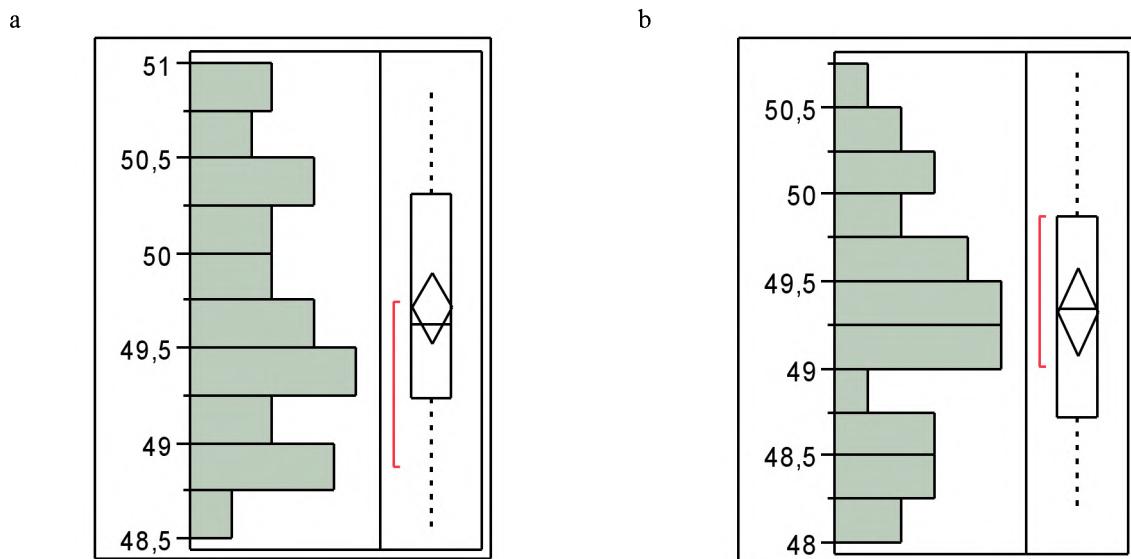


Abbildung 1: Verteilung der Kohlenstoffgehalte in Kronenmaterial- (a) und Derbholzproben (b). Boxplots: der Kasten entspricht den Werten zwischen dem 25- und dem 75%-Quartil, die horizontale Linie zeigt den Median und der Rhombus den Mittelwert mit 95%-Vertrauensintervall an. Die Klammer erstreckt sich über den Bereich der größten Dichte an Werten (“shortest half”).

Tabelle 1: Stickstoffgehalte verschiedener Baumarten, mit Rinde (in Klammern: Standardabweichung)

Baumart	Derbholz	Kronenmaterial	Quelle
Eiche	0,21 (0,05)	0,62 (0,10)	JACOBSEN <i>et al.</i> 2002
Buche	0,15 (0,02)	0,43 (0,14)	JACOBSEN <i>et al.</i> 2002
Fichte	0,12 (0,05)	0,52 (0,17)	JACOBSEN <i>et al.</i> 2002
Kiefer	0,11 (0,03)	0,36 (0,13)	JACOBSEN <i>et al.</i> 2002
Birke	0,17 (---)	0,54 (---)	JACOBSEN <i>et al.</i> 2002
Aspe (“Astria”)	0,13 (0,03)	0,49 (0,15)	diese Untersuchung
Aspe (“Astria”)		0,35 – 0,69	JUG 1999
Pappel (“Muhle Larsen”)		0,27 – 0,65	JUG 1999
nordamerikanische Aspe		0,17	KOSTIAINEN <i>et al.</i> 2008 (ohne Rinde)

Vergleich der Hochrechenergebnisse

Die Differenzen je Einzelbaum sind bei Kohlenstoff gleichmäßig und ohne Trend über den BHD verteilt (Abb. 2a), bei Stickstoff sind unterschiedliche Niveaus zu sehen (Abb. 2b), jedoch fehlt auch hier ein deutlicher Trend. Nur beim Kronenholz steigt die Differenz mit dem BHD. Bezogen auf den Anteil an Astmaterial an der Gesamtmasse eines Baumes sind bei C beim Kronenmaterial und bei N beim Derbholz keine signifikante Unterschiede oder Trends festzustellen (Abb. 2c, d). Der Trend einer Abnahme der Abweichung mit zunehmendem Kronenprozent beim Kohlenstoffinhalt des Derbholzes ist relativ schwach, der der Abnahme der Differenz der Stickstoffmasse des Kronenholzes bei zunehmendem Kronenanteil ist deutlicher. Hinsichtlich der absoluten Masse gibt es beim Kohlenstoff keinen eindeutigen Trend bei den Abweichungen. Beim Stickstoff nehmen die Differenzen beim Kronenmaterial mit zunehmender Gesamtstickstoffmasse des Baumes zu.

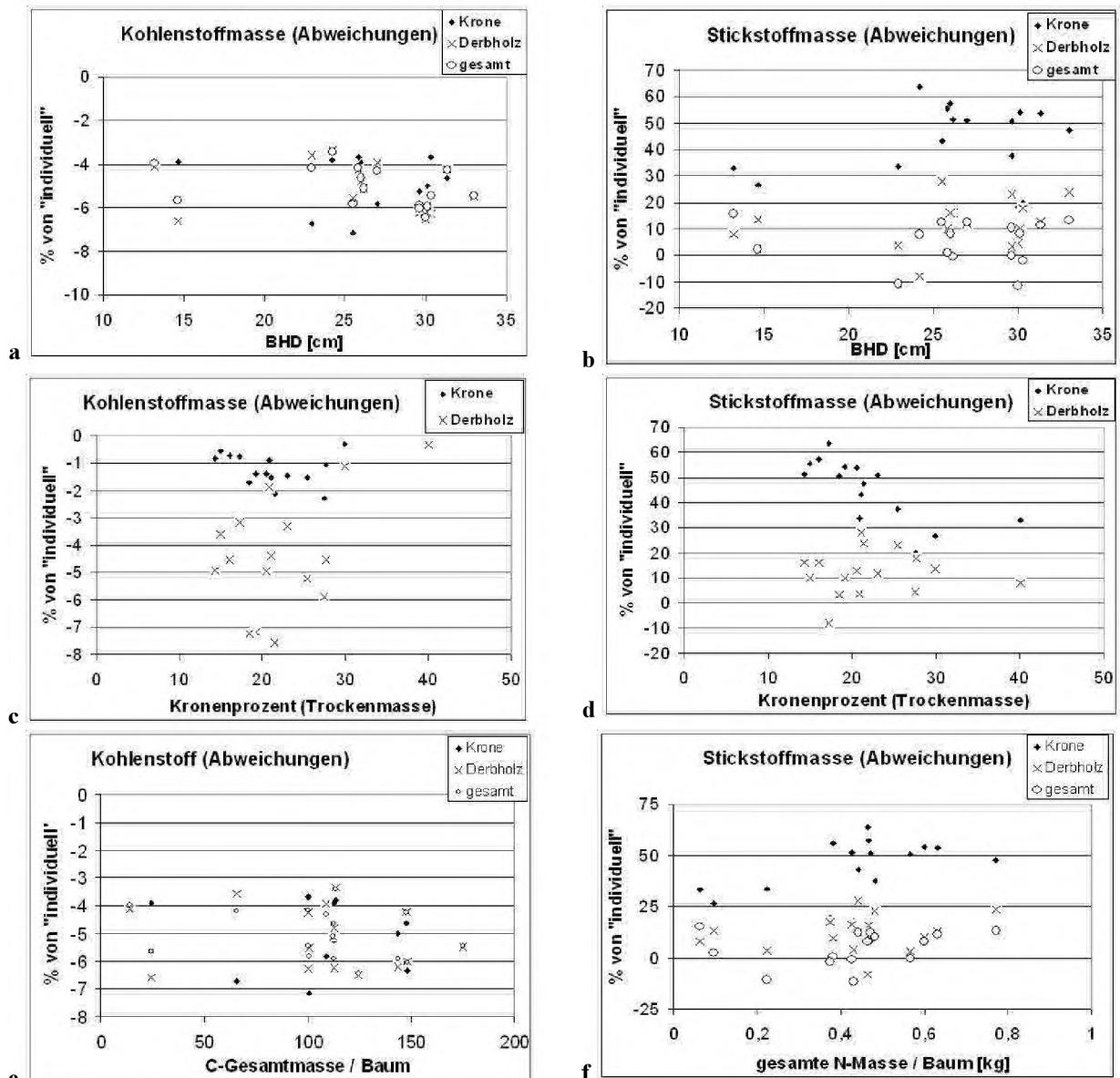


Abbildung 2 a – f: Abweichungen zwischen berechneten Kohlenstoff- und Stickstoffmassen über die BHD (a, b), das Kronenprozent (Trockenmasseanteil am Baumgesamtgewicht; c, d) und die jeweilige Gesamtmasse des Baumes (e, f) verteilt. „Individuell“ hergeleitete Werte sind die Summe der einzelnen Probestücke mal deren Mess- und Probenwerten (Volumen, Masse, Gehalte), auf Einzelbaumebene aggregiert.

Beim Kronenmaterial erklärt die absolute N-Masse des Baumes den größten Teil der Abweichung zwischen den beiden Berechnungsverfahren (Tabelle 2). Das Modell mit allen vier Variablen besitzt die beste Anpassungsgüte, stellt gegenüber den Modellen mit 2 und 3 Variablen jedoch ein „overfitting“ dar. Beim Stammholz sind alle Modelle, die neben der N-Masse wenigstens eine weitere Variable berücksichtigten, besser als das Modell mit nur eben dieser, jedoch sind Änderungen in den Gütemaßen sehr gering und nur BHD und N_total sind für sich signifikant mit der zu schätzenden Größe korreliert. Ohne N-Masse ist der BHD wichtigste Einflußgröße. Beim Gesamtvorrat ist nur N_total mit der Differenz signifikant korreliert. Die Modelle unterschieden sich nicht besonders in ihrer Schätzgüte (RSME).

Tabelle 2: Bedeutung verschiedener Einflußgrößen für die Unterschiede in der Stickstoffmasse (absolut: Differenz gemessen in [kg N] je Baum, Prozent: Differenz bezogen auf die über einzelne Segmente hochgerechnete Masse, dargestellt jeweils bestes Modell (r^2) je Anzahl berücksichtigter Variablen).

Zielgröße	Modell	r^2	RMSE	AICc
N, Krone, absolut	N_total	0,7349	0,0315	-59,381
	BHD, N_total	0,8712	0,0228	-67,289
	BHD, Höhe, N_total	0,9092	0,0199	-68,525
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,9138	0,0203	-64,016
N, Stamm, absolut	N_total	0,3440	0,0238	-68,305
	Höhe, N_total	0,4168	0,0233	-66,550
	BHD, Höhe, N_total	0,4206	0,0242	-62,293
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,4224	0,0252	-57,010
N, gesamt, absolut	N_total	0,3688	0,0326	-58,298
	BHD, N_total	0,6423	0,0255	-63,750
	BHD, Kronenprozent, N_total	0,6824	0,0250	-61,285
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,6827	0,0261	-55,967
N, Krone, Prozent	Kronenprozent	0,5241	9,8903	124,599
	BHD, N_total	0,5640	9,8241	126,835
	BHD, Kronenprozent, N_total	0,8332	6,3241	115,823
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,8944	5,2555	113,841
N, Stammholz, Prozent	BHD	0,0529	9,0485	121,753
	BHD, Höhe	0,1886	8,6915	122,915
	BHD, Höhe, N_total	0,2019	8,9723	127,016
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,2022	9,3692	132,342
N, gesamt, Prozent	N_total	0,0602	8,3809	119,300
	BHD, N_total	0,5017	6,3332	112,786
	BHD, Kronenprozent, N_total	0,6200	5,7560	112,811
	BHD, Höhe, Kronenprozent, N_total	0,6373	5,8737	117,400

Bei der prozentualen Betrachtung der Differenz ist bei der Schätzgüte der Modelle für das Kronenmaterial ein deutlicher Sprung zwischen den Modellen mit 2 und mit 3 Variablen zu sehen. Eine zusätzliche Berücksichtigung der Baumhöhe bewirkt noch eine deutliche Verringerung des RMSE. Ohne Berücksichtigung der N-Masse ist das Kronenprozent alleine ausreichend, über 50 % der Variation zu erklären und nach AICc ist dieses Modell auch das effektivste. Für das Stammholz sind nur sehr geringe Anteile der Variation durch die berücksichtigten Variablen erklärbar. So ist nach r^2 das "beste" Modell dasjenige mit 4 Variablen, nach RMSE das mit 2 Variablen und nach AICc ist alles mit mehr als dem BHD als Eingangsgröße "overfitted". Gleiches gilt, wenn die N-Masse nicht berücksichtigt wird. Für die Differenz über den Gesamtbaum gilt ebenfalls, dass sich die Schätzgüten bei 3 und mehr berücksichtigten Variablen nur noch marginal unterscheiden, das nach AICc beste Modell jedoch das mit 2 Variablen ist (BHD, N_total). Ohne N-Masse als Variable zu berücksichtigen (hier nicht detailliert dargestellt) gelingt es bei den prozentualen Betrachtungen keinem Modell, mehr als 5 % der Streuung zu erklären.

Diskussion

Die Bestimmung des Wassergehalts der Proben vor der Inhaltsanalyse war essentiell. Ohne diese Korrektur hätten die Ergebnisse einen völlig falschen C- oder N-Gehalt angezeigt. Leider konnte nicht von allen Proben der Wassergehalt bestimmt werden, so dass eine gewisse Unschärfe der Ergebnisse durch die Übertragung der Mittelwerte aus einem Segment / einer Krone auf die nicht gemessenen anderen Proben entstand.

Die Kohlenstoffgehalte sind größer als Literaturwerte (48,7%, KOSTIAINEN *et al.* 2008). Sie sind signifikant vom Standardwert nach IPCC GPG verschieden, jedoch liegt der Wert von 0,5 bei den mit dem Wassergehalt korrigierten Analysen innerhalb der normalen Standardabweichung um den gemessenen Mittelwert. Bei den Hochrechnungen der C-Massen ergaben sich jedoch Abweichungen in der berechneten Gesamtkohlenstoffmasse von bis zu 8%, was eine deutliche Überschätzung durch die Verwendung der Mischprobenwerte anzeigt. Vergleicht man die Mittelwerte der einzelnen Straten mit den Werten der Mischproben, so liegt hier die größte Differenz nur bei 1,1% (Mittelwert der Kronenmaterialeinzelproben zu gesamter Mischprobe). Die Zuordnung der Analyseergebnisse zum jeweiligen Baumteil hat somit ebenfalls einen Einfluss auf die Genauigkeit der Hochrechnung. Die Abweichung ist unter den Anforderungen der Treibhausgasberichterstattung unbedenklich, da sie zu einer Unterschätzung der C-Vorräte und damit zu einer gewünscht konservativen „Buchhaltung“ führt.

Der Stickstoffgehalt des Derbholzes (mit Rinde) lag tendenziell an der Untergrenze der in der Literatur für Laubbäume gefundenen Werte (Tabelle 1). Der für Stammholz gefundene Wert ist gleich z. B. dem Wert für das Holz (ohne Rinde) junger nordamerikanischen Aspen (*Populus tremuloides* Michx., KOSTIAINEN *et al.* 2008), was bei den unterschiedlichen Rindenanteilen der beiden Straten auch zu erwarten war.

Bei den statistischen Analysen zeigte sich, dass bei den absoluten Abweichungen die absolute Menge an N den größten Einfluss hatte, gefolgt von BHD beim Kronenmaterial und der Baumhöhe beim Derbholz. Das Kronenprozent spielte nur bei den Gesamtbetrachtungen eine Rolle. Da absolute Fehler in der Regel bei Zunahme der absoluten Größen ebenfalls größer werden ist dies nicht überraschend. Bei den relativen Abweichungen waren beim Stickstoffvorrat im Kronenmaterial das Kronenprozent, gefolgt vom BHD, beim N im Stammholz der BHD und die Höhe und beim gesamten N-Vorrat eben dieser und der BHD entscheidend. Die relative Differenz sinkt deutlich mit der absoluten Zunahme des Kronenprozents, d. h. je mehr Masse mit der gleichen Anzahl an analysierten Proben (10 pro Krone) hochgerechnet wurde desto geringer war die Abweichung. Auch die Befunde zum Stammholz weisen in diese Richtung – je größer die jeweilige Bezugsgröße desto größer ihr Einfluss auf die Differenzen.

Die Stickstoffgehalte im Kronenmaterial unterschieden sich signifikant von den anderen Straten (Derbholz, alle Mischproben). Auch die Kronenmischproben unterschieden sich signifikant von den nicht gemischten Kronenmaterialproben, was entweder auf unterschiedliche Anteile von gemahlener Rinde und Holz in den verschiedenen Proben hindeutet (z. B. durch eine Entmischung im Sammelgefäß) oder aber auf Verunreinigungen der gesammelten gemahlenen Kronenproben durch Derbholzmaterial, die jedoch durch eineindeutige Arbeitsanweisungen, Prozeduren und sorgfältige Trennung der Sammelgefäße voneinander hätte verhindert werden sollen. Die Ursache der Abweichungen lässt sich in diesem zeitlichen Abstand zur Probenaufbereitung leider nicht mehr ergründen.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass Mischproben weder bei Kohlenstoff- noch bei Stickstoffmassenbestimmungen guten Gewissens verwendet werden können. Insbesondere beim Stickstoff sind mit möglichen Abweichungen von über 60% keine akkurate Ergebnisse zu erwarten. Die Abweichungen sind bei C und N eindeutig einseitig von Null ausgerichtet, so dass auch aus der Addition der verschiedenen Einzelbaummassen eine gerichtete Abweichung der Bestandesvorräte an Kohlen- und Stickstoff resultiert. Diese Ergebnisse bedeuten zusätzlich, dass auch bei der Übertragung von Literaturwerten anlässlich anderer Berechnungen mit entsprechenden Fehlern gerechnet werden muss wenn nicht zusätzliche Parameter mit berücksichtigt werden.

Im Rahmen dieser Untersuchung wurden weitere mögliche Fehlerquellen betrachtet. Eine nicht quantifizierbare Fehlerquelle waren Astabbrüche während der Fällung. Da der Bestand sehr übersichtlich war und genügend Arbeitskräfte zur Verfügung standen konnten die meisten abgebrochenen Äste dem jeweiligen Baum (gefällter Baum, Nachbar) zugeordnet und entsprechend mit gesammelt oder liegen gelassen werden. Beim Hacken der Äste besteht das Risiko, dass in der Trommel verbleibende Reste des vorher gehackten Baumes mit dem neu eingefüllten Material gemischt werden. Da eine komplette Reinigung der Trommel unter Feldbedingungen nicht durchführbar war wurde der Hacker nach jeder Krone leer weiterlaufen gelassen und dann umgesetzt. Es wurde davon ausgegangen, dass das erste von der neu eingefüllten Krone gelieferte Hackgut am ehesten Kontaminationen des vorher zerkleinerten Materials aufwies, so dass die ersten ausgeworfenen Mengen bei der Entnahme der 10 Kronenmaterialproben nicht berücksichtigt wurden. Ob durch diese Entnahmestrategie die Proben insgesamt verfälscht wurden ist nicht abzuschätzen, bei der geringen Variation innerhalb der Proben dürfte es jedoch unerheblich sein.

Im Labor können folgende weitere mögliche Fehlerquellen auftreten:

- Massenverluste durch Hantieren mit den Stammscheiben (für Kronenmaterialproben war dies unerheblich, da sie in einem Glasgefäß gelagert und getrocknet wurden),
- Massenverluste durch das Ausgasen flüchtiger Inhaltsstoffe,
- Erwärmung der Waage durch Auflage von Stammscheiben direkt aus dem Trockenschrank (ergab maximal 0,12% Missweisung),
- zu kurze Trockenzeit (48 h reichten nicht in jedem Fall zur Erreichung der Gewichtskonstanz),
- Wasseraufnahme nach der Trocknung, während der Wägung in normaler Raumluft des Labors (< 0,1% Missweisung),

- Kontamination durch Metalle (Hacker, Mühlen).

Die hierdurch entstehenden Abweichungen sind entweder nicht qualifizierbar (abfallendes Sägemehl) und / oder in ihrer Höhe vernachlässigbar (z. B. Erwärmung der Waage). Einzig die Trockenzeit kann einen hohen Einfluss haben. Die Vorgabe einer pauschalen Trockendauer unabhängig von der Größe der zu trocknenden Probe ist deshalb fragwürdig.

Zusammenfassung

Aus einem 22 Jahre alten Aspenbestand wurden 16 Bäume entnommen, sektionsweise beprobt (Frischgewicht, Volumen) und Derbholz- sowie Kronenmaterialproben als Scheiben bzw. Hackgut gewonnen. Die Proben wurden getrocknet, gemahlen und ihr Gehalt an Kohlenstoff und Stickstoff bestimmt. Hierbei wurden die Werte je einzelner Probe sowie Werte an zusammengemischem Mahlgut (Derbholz bzw. Kronenmaterial) bestimmt. Die gefundenen Kohlenstoffgehalte in Kronen- und Derbholz sind gleich. Sie sind größer als Literaturangaben, jedoch geringer als der für Kohlenstoffmonitoring vorgegebene Standardwert nach IPCC GPG LULUCF. Bei den Hochrechnungen der C-Massen wichen die Ergebnisse bei Verwendung von Mischprobenergebnissen um bis zu 8% von den über einzelne Proben und deren Masse hergeleiteten Werten ab.

Der Stickstoffgehalt des Derbholzes (mit Rinde) lag tendenziell an der Untergrenze der in der Literatur für Laubbäume gefundenen Werte. Die Stickstoffgehalte im Kronenmaterial unterschieden sich signifikant von den anderen Straten (Derbholz, alle Mischproben). Auch die Kronenmischproben unterschieden sich signifikant von den nicht gemischten Kronenmaterialproben, was entweder auf unterschiedliche Anteile von gemahlener Rinde und Holz in den verschiedenen Proben hindeutet. Die Ergebnisse zeigen, dass Mischproben weder bei Kohlenstoff noch bei Stickstoffmassenbestimmungen guten Gewissens verwendet werden können. Insbesondere beim Stickstoff sind mit möglichen Abweichungen von über 60% keine akkurate Ergebnisse zu erwarten. Bei der Verwendung von Gehaltsangaben bei anderen Berechnungen sollten deshalb noch weitere Parameter berücksichtigt werden, da die alleinige Verwendung der Inhaltsprozente natürlich ebenfalls zu entsprechenden Fehlschätzungen führen kann.

Summary

Sixteen trees were cut in an 22 year old aspen stand in Northrhine-Westphalia, Germany. The fresh weight of the tree parts (wood above 7cm diameter over bark, crown material) was measured and disks were cut from wood above 7cm diameter (bole wood) and chipped material from the crown material, e. g. smaller branches, was also sampled. All samples were dried, milled and their content of carbon and nitrogen was analysed. This was done for every sample and, in addition, for a mixture of ground stock from all samples of bole wood and crown material, respectively.

Carbon content was equal for crown material and bole wood, slightly above values given in the literature, but below the default value given in the IPCC – GPG LULUCF for carbon accounting purposes. When results from mixed samples were used, results deviated up to 8% from the explicit calculations.

Nitrogen content was low compared to values for broadleaves taken from the literature. Values of crown material samples were significantly higher than for bole wood and mixed samples, even mixed crown material only. Deviations between explicit and mixed-samples based calculations were up to more than 60% of nitrogen content. These results show that using mixed samples can not be recommended. If percent content is used in other calculations without taking other parameters into account similar variation might result and should be considered in error budgets.

Danksagung

Die Aufnahmen und Analysen wurden im Rahmen verschiedener von der Landesforstverwaltung NRW geförderten Projekte am Lehrgebiet *Waldökologie und Standortslehre* der U-GH Paderborn / FH Lippe & Höxter durchgeführt. Die Probenaufbereitung erfolgte in den Lehrgebieten *Abfallwirtschaft und Deponietechnik* und *Chemie und Umweltmanagement*. Die Analysen wurden am Institut für Bodenforschung der Universität für Bodenkultur, Wien, durchgeführt.

Literaturverzeichnis

- IPCC: Good Practice Guidance for Land Use, Land Use Change and Forestry. Hayama, Institute for Global Environmental Strategies, 2003.
- JACOBSEN, C., P. RADEMACHER, H. MEESENBURG & K. J. MEIWES: Gehalte chemischer Elemente in Baumkompartimenten. Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft. 80 S, 2002.
- JUG, A., C. HOFMANN-SCHIELLE, F. MAKESCHIN & K. E. REHFUESS: Short-rotation plantations of balsam poplars, aspen and willows on former arable land in the Federal Republic of Germany. II. Nutritional status and bioelement export by harvested shoot axes. Forest Ecology and Management 121(1-2): 67-83, 1999.

- JUG, A.: Ernährungs- und standortskundliche Untersuchungen. S. 369 – 396 in: HOFMANN, M. (Hrsg.): Modellvorhaben Schnellwachsende Baumarten. Landwirtschaftsverlag, Münster, 1999
- KOSTIAINEN, K., S. KAAKINEN, E. WARSTA, M. E. KUBISKE, N. D. NELSON, J. SOBER, D. F. KARNOSKY, P. SARANPAA & E. VAPAAVUORI: Wood properties of trembling aspen and paper birch after 5 years of exposure to elevated concentrations of CO₂ and O₃. *Tree Physiology* 28(5): 805-813, 2008.
- MAKESCHIN, F., K. E. REHFUESS, I. RIESCH & R. SCHÖRRY: Anbau von Pappeln und Weiden im Kurzumtrieb auf ehemaligem Acker : Standörtliche Voraussetzungen, Nährstoffversorgung, Wuchsleistung und bodenökologische Auswirkungen. *Forstw. Cbl.* 108: 125 – 143, 1989.
- MAKESCHIN, F.: Effects Of Energy Forestry On Soils. *Biomass & Bioenergy* 6(1-2): 63-79, 1994.
- MAKESCHIN, F. & K. E. REHFUESS: Standorts- und ernährungskundliche Untersuchungen zur Nutzung landwirtschaftlicher Flächen für die Erzeugung von Biomasse mit schnellwachsenden Baumarten. München: 155 S., 1994.
- ROCK, J.: Übertragbarkeit von Biomassegleichungen - Untersuchungen am Beispiel Aspe (*Populus tremula* (L.), *Populus tremuloides* (Michx.)). Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA, Staufen i. Br., Sektion Ertragskunde im Verband der forstlichen Forschungsanstalten. 160 – 166, 2006.
- SAS INSTITUTE, Inc.: JMP 8.0. Cary, NC, USA. 2008
- STETTER, U. & F. MAKESCHIN: Kohlenstoff- und Stickstoffdynamik vormals landwirtschaftlich genutzter Böden nach Erstaufforstung mit schnellwachsenden Baumarten. *Mitteilungen der Deutschen Bodenkundlichen Gesellschaft* 85(2): 1047 – 1050, 1997.
- WOLF, H. & B. BÖHNISCH: Modellvorhaben StoraEnso / Verbundvorhaben Pappelanbau für die Papierherstellung: Teilvorhaben Anbau von Pappeln und Aspen auf potentiellen landwirtschaftlichen Stilllegungsflächen unter Berücksichtigung ökologischer Gesichtspunkte (Phase I). / Monitoring von Pappelanbauten auf landwirtschaftlichen Stilllegungsflächen unter besonderer Berücksichtigung ökologischer Gesichtspunkte (Phase II). Pirna, Landesforstpräsidium Sachsen: 73, 2003.

Limits of whole-tree harvesting of blue spruce during conversion of young substitute-tree forest stands in the Jizerské hory Mts.

Ondřej Špulák

*Forestry and Game Management Research Institute, Research station at Opočno, Na Olivě 550, 517 73 Opočno,
Czech Republic*

Introduction

Air pollution significantly affected health conditions of mountain forests in the Czech Republic (MATERNA 1984). After the air pollution induced decay of forest stands in 1970s to 1990s, there was a problem of autochthonous tree species planting failure on the climatically extreme localities. Norway spruce and European beech were the most extended natural species there. The problem was temporarily solved by pioneer tree species and also allochthonous – introduced tree species plantings (ŠINDELÁŘ 1982).

Blue spruce (*Picea pungens* Engelm., B. s.) of the montane zone in the central and southern Rocky Mountains in North America was the most extended substitute tree species used in higher mountain localities of the Czech Republic (MAUER ET AL. 2005). It was used as a substitute tree species in former Eastern Germany too (RANFT 1982). Blue spruce forest stands take up to 0.5% of forest land of the whole Czech Republic, but e.g. in the Jizerské hory Mts. about 15% of forest land nowadays. Until now, air pollution load decreased and blue spruce forest stands are being converted with the autochthonous tree species (mostly Norway spruce, but also European beech, sycamore maple, silver fir etc. – BALCAR, KACÁLEK 2008).

Production potential of blue spruce is lower than of Norway spruce (ŠIKA 1976, NOVÁK ET SLODIČÁK 2004), negative impact of blue spruce on the forest soil is mentioned in the literature (KANTOR 1989, PODRÁZSKÝ 1997, REMEŠ ET AL. 2002, PODRÁZSKÝ ET AL. 2005): neither it covers the soil surface enough, nor protects soil from desiccation and it worse chemical properties also. Blue spruce has similarly unfavorable litterfall like Norway spruce, but in lower amounts, which leads to further soil degradation comparable with the long-term clear-cuts (REMEŠ ET AL. 2002). On the contrary, positive effect of young blue spruce stand shelter to interplantings of beech in higher mountain locations (more than 850 m a.s.l.) is mentioned (BALCAR, KACÁLEK 2008).

At present, questions of economical utilization vs. ecological impact of blue spruce biomass removed during conversion process emerged (especially in the Krušné hory Mts.). There is a need to select optimal solution of following alternative treatments: management with whole tree logging (e.g. for wood chips), stem logging and leaving biomass in the forest stand.

Presented study aims to state nutrient contents accumulated in biomass of young blue spruce forest stand and in the upper soil layers, and to formulate limits of whole tree biomass removal during forest conversions.

Materials and Methods

The research was carried out on research plot in the plateau of the Jizerské hory Mts. (880 m a.s.l., 0.12 ha, 5% slope, W or NW aspect, acidic spruce forest site type – 8K), where blue spruce was planted in 1985 – 1990 (replanting). In 2006, after winter with high snowy precipitations, complete forest stand inventory was done. Blue spruce trees were numbered and subsequent parameters were measured: tree height, height development retrospectively, diameter at breast height (d.b.h.) and crown parameters. Presence of damage to trees was recorded too. About 20 year old forest stand had density of 2,340 per ha, being left without tending (Fig. 1). Due to the planting failure, strips of the surrounding locality were deforested for the whole period after old forest stand was felled and were covered by clear-cut reed *Calamagrostis villosa* L.

In autumn 2006, transects of seven soil pits in a regular distance of 3 meters in blue spruce (variant PP) and grass *Calamagrostis villosa* – (CV) were settled. Horizons of L/Weed (litter and ground vegetation), F, H and Ah (layer of the mineral matter with high content of humus) were taken on every pit in an iron frame 25 x 25 cm. The parameters analyzed were: total dry weight, active and exchangeable acidity, nutrient contents by Mehlich III. (P, K, Ca, Mg – MEHLICH 1984), characteristics of adsorption complex (by Kappen: S – content of exchangeable bases, T – cation exchangeable capacity, H – hydrolytical acidity and V – saturation of the adsorption complex with bases, KAPPEN 1929), oxidizable C (Springer-Klee method) and total N (Kjeldahl method) content and exchangeable titration acidity. This partial analyze was already published (ŠPULÁK, DUŠEK 2008).

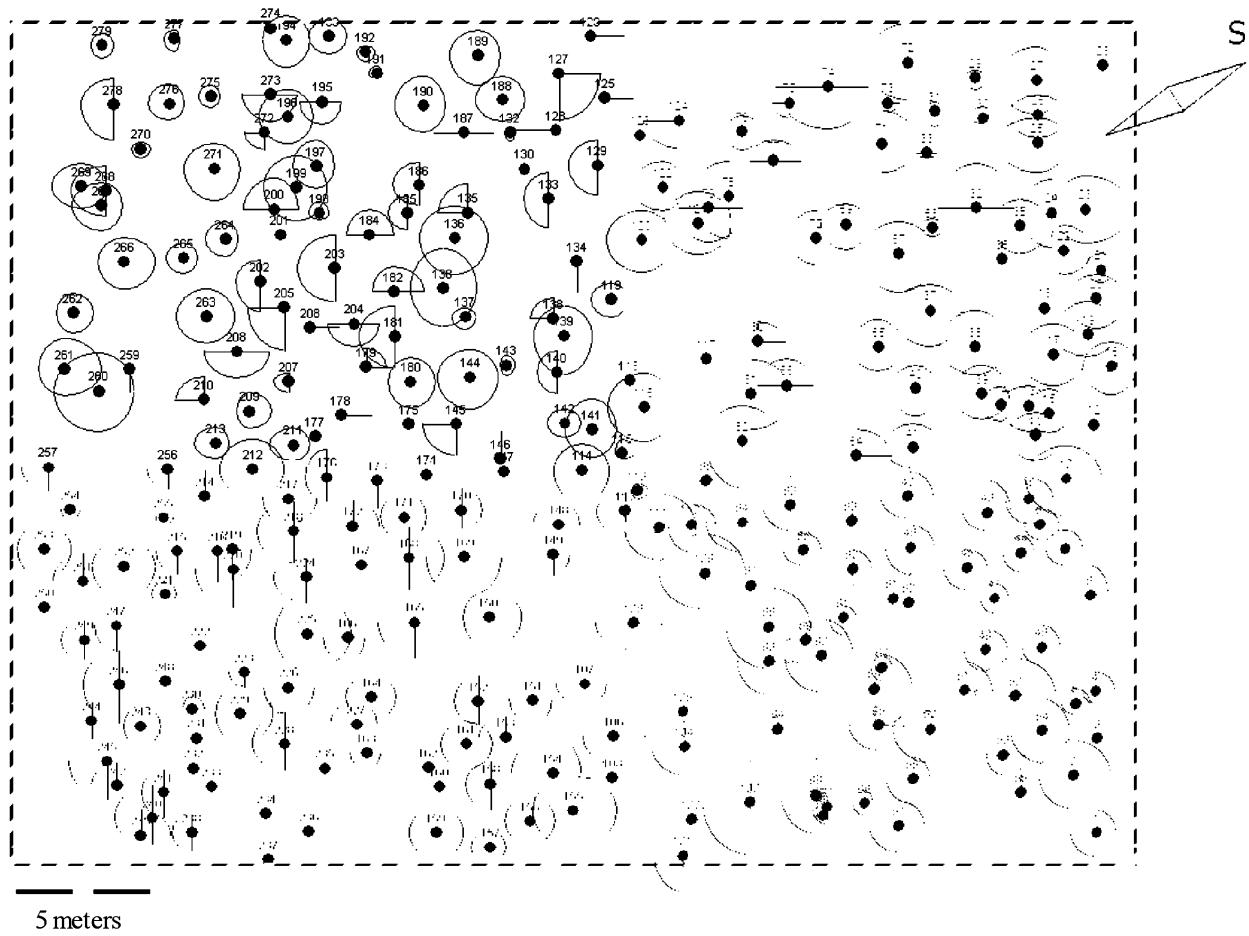


Fig. 1: Ground plan of the research plot. Curve lines show well leafed parts of the crown in the high of 130 cm above ground in 2006.

Seven sample trees were taken, measured in detail and chemically analyzed in sections (annual needles, all needles, branches in bark, stem bark, stem wood). Nutrient content and content of sulphur and silicon of particular tree components were compared, relations between diameter at breast height and dry mass were stated. Biomass and nutrient content of blue spruce stand was calculated on the basis of real diameter structure.

Mean values and variances were computed by the Horn's quantile based method (MELOUN ET AL. 1998). Relations were described by linear regression models. Multilevel hierarchically designed ANOVA with Tukey test for multiple comparisons were used to assess the differences between variants.

Results

Forest stand structure

Analyzed blue spruce forest stand of density 2,340 trees per ha had mean height of 4.31 m and diameter of 9.0 cm. The diameter distribution showed no significant difference against normality and the majority of the trees had diameter near mean value (Fig. 2). Heavy snowy winter 2005-06 caused tree breakage and bounding (ŠPULÁK 2007). Trees with significantly more intensive height growth from the year of 1992 were damaged more frequently (Fig. 3). Height increment combined with dominant trees damage changed height structure of the forest stand. Due to the two-peak frequency diagram, the height distribution showed strong disproportions against normality in both years (Fig. 4). In 2006, the basal area of the stand was 15.57 m² per ha.

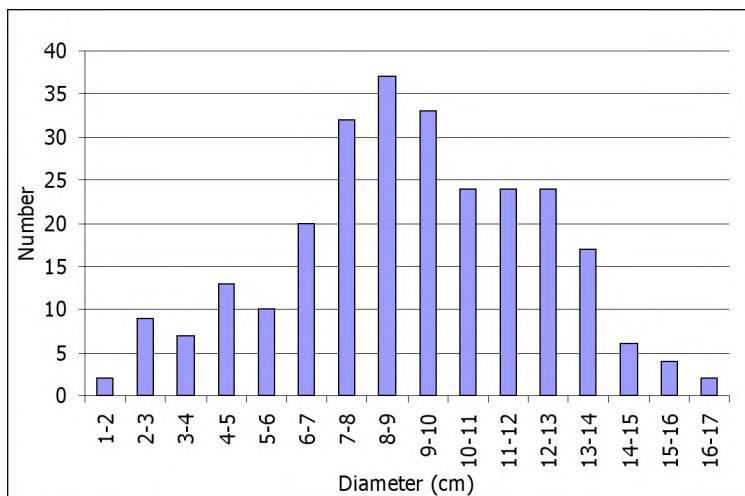


Fig. 2: Tree diameter structure of the analyzed blue spruce forest stand on the research plot in 2006.

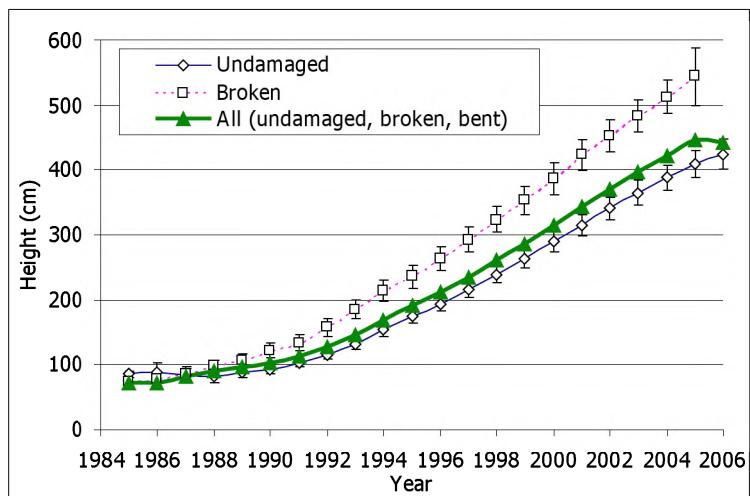


Fig. 3: Mean height development of the all blue spruce trees and trees broken by heavy snow and left undamaged in winter 2005-06.

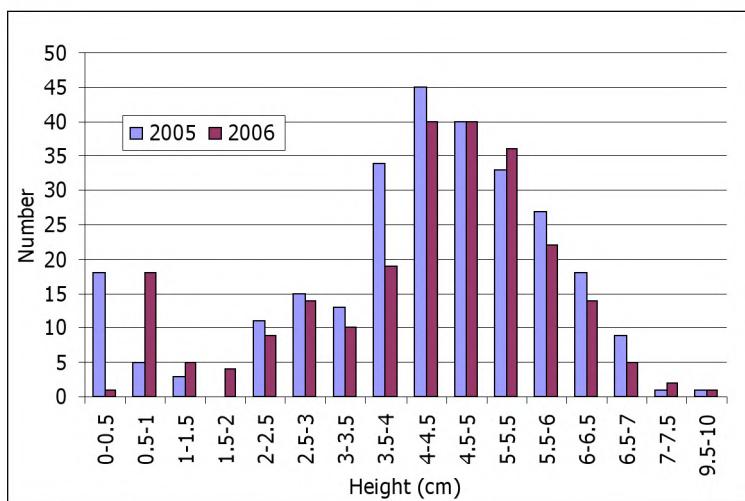


Fig. 4: Height distribution of the blue spruce trees on the research plot in 2005 and 2006.

Upper soil layers

There was significantly higher thickness of litter (horizon L) and Ah horizon under *Picea pungens* (PP) and of humification horizon (H) under *Calamagrostis* (CV). The thickness of all humus layers together was significantly higher in CV variant. Mean weight of dry matter of litter/weed horizon was very similar – almost 48 g per soil pit. Soil under *Calamagrostis* showed higher accumulation of dry matter in F and H horizon, but not significantly (Table 2). Totally, there was accumulated 153 t.ha⁻¹ of dry matter in humus horizons of PP variant and 174 t.ha⁻¹ in CV variant.

There were found no significant differences in nutrient contents of the upper soil layers of blue spruce forest stand and of *Calamagrostis* cover with the exception of phosphorus in Ah horizon. Significantly higher content of phosphorus was found in Ah of PP soil. With the exception of magnesium, the content of nutrients rapidly lowered in the direction from L-horizon to mineral soil (Table 1). Also share of carbon and nitrogen was very similar in both soil variants.

Table 1: Mean nutrient content of the upper soil layers. Heterogeneous groups are designated by letters of the alphabet (According to ŠPULÁK, DUŠEK 2008).

Variant	Horizon	Oxidizable					
		P (mg.kg ⁻¹)	K (mg.kg ⁻¹)	Ca (mg.kg ⁻¹)	Mg (mg.kg ⁻¹)	C (%)	Total N (%)
<i>Picea pungens</i>	L	P _L	59.0	950.0	1079.0	250.0	35.4
		R _L	66.0	1140.0	350.0	208.0	3.0
	F	P _L	38.0	625.0	1167.0	356.0	33.3
		R _L	16.0	218.0	566.0	204.0	3.0
	H	P _L	17.0	367.0	797.0	234.0	26.7
		R _L	10.0	178.0	122.0	132.0	5.4
	Ah	P _L	6.0a	193.0	411.5	103.0	18.7
		R _L	6.0	132.0	107.0	64.0	6.2
<i>Calamagrostis villosa</i>	L	P _L	63.0	1155.0	1027.0	317.0	33.0
		R _L	18.0	394.0	358.0	194.0	14.2
	F	P _L	36.0	682.0	996.0	341.0	33.8
		R _L	8.0	276.0	232.0	122.0	2.6
	H	P _L	14.0	375.0	813.0	192.0	27.8
		R _L	4.0	70.0	202.0	16.0	6.5
	Ah	P _L	3.0b	158.5	468.5	105.0	16.8
		R _L	2.0	43.0	41.0	16.0	4.6

Table 2: Mean content of dry matter, nutrients and humus in humus layers per hectare computed by Horn's mean (According to ŠPULÁK, DUŠEK 2008).

Variant	Horizon	Dry matter	P	K	Ca	Mg	Oxidizable C	Total N	Humus
		per ha	t	kg	kg	kg	t	t	t
<i>Picea pungens</i>	L		7.62	0.45	7.24	8.22	1.90	2.70	0.11
	F		42.50	1.61	26.56	49.59	15.13	14.15	0.72
	H		103.12	1.75	37.85	82.19	24.13	27.53	1.44
<i>Total in humus</i>			153.23	3.82	71.64	140.00	41.16	44.38	2.28
									75.45
<i>Calamagrostis villosa</i>	L		7.74	0.49	8.94	7.95	2.45	2.56	0.12
	F		50.69	1.82	34.57	50.49	17.28	17.13	0.86
	H		115.12	1.61	43.17	93.59	22.10	32.00	1.84
<i>Total in humus</i>			173.55	3.92	86.68	152.03	41.84	51.69	2.83
									87.88

Comparing total amount of nutrients in humus per ha we found no significant differences between variants. In CV, average content (Horn's mean) of potassium was 20% higher (87 and 71 kg per ha) and average content of calcium was 9% higher (152 and 140 kg per ha) comparing to the PP variant (Table 2). Contents of other nutrients per ha

differed up to a few percent. The content of phosphorus was very low in general. Total content of oxidizable carbon was 16% higher by CV variant (52 and 44 t per ha).

Forest stand biomass

Dry matter of sample trees ranged from 43.3 to 48.8% of fresh weight with average of 46.4%. Relatively more dry matter was accumulated in branches with needles (48.5 to 56.1% of fresh weight, mean 53.2%) than in stem with bark (35.9 to 41.7%, mean 39.4%).

Linear regression models explaining relationship of diameter in 1.3 m height (DBH) and dry matter of analyzed compartments were calculated. One outlier had to be excluded in calculation of the models of needles and branches. Thereafter the models explained from 77% to 95% of the variance (Fig. 5).

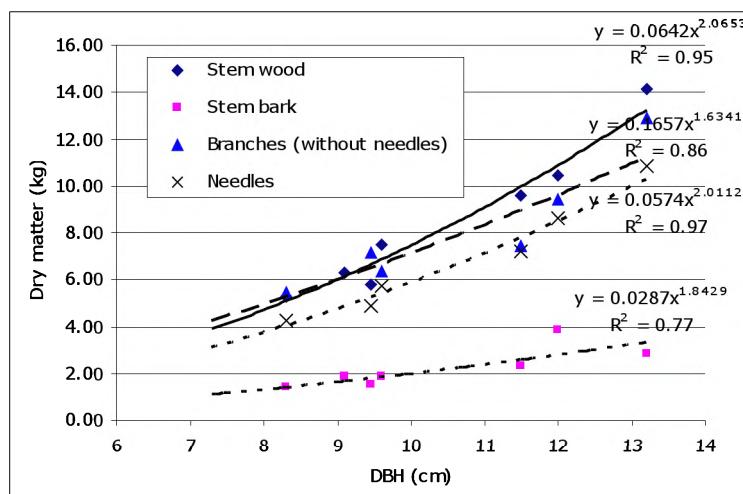


Fig. 5: Relation between breast height diameter and dry matter of tree components.

Computed linear models were used to state total nutrient pool of the aboveground biomass on the basis of blue spruce stand diameter structure and average nutrient content of the compartments. There was from 6.5 kg (P) to 217.7 kg (N) of analyzed elements accumulated in 98.4 tons of fresh weight, i.e. 44.7 tons of dry matter per ha (Table 3). The highest nutrient share of all nutrients was found in needles, followed by branches (Fig. 6).

Table 3: Dry matter, fresh weight and total content of selected elements in aboveground biomass of analyzed blue spruce forest stand (kg per ha) and of an average tree (kg).

	Dry matter				Fresh weight	
	Stem wood	Stem bark	Branches	Needles	Total	Total
Weight	14 904	3 903	14 113	11 780	44 700	98 394
N	13.56	16.94	50.52	136.65	217.68	
P	0.15	0.47	0.56	5.30	6.48	
K	11.77	9.56	19.62	39.82	80.77	
Ca	11.33	28.84	48.55	64.20	152.92	
Mg	1.64	2.54	5.93	8.84	18.94	
S	7.90	1.99	10.02	18.38	38.29	
Mean tree	6.50	1.73	6.14	5.12	19.49	42.78

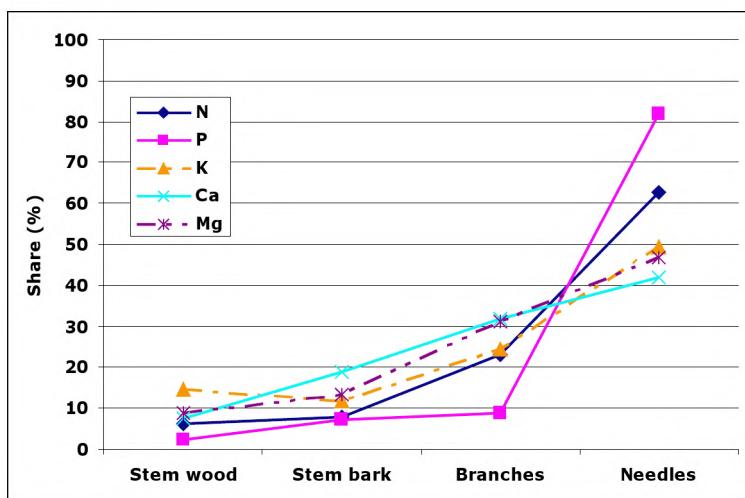


Fig. 6: Share of the nutrient contents within blue spruce forest stand compartments.

Discussion and conclusions

Presumption of higher mortality of plants in the time of increased air pollution load led to differentiation of the planting numbers. In forest site conditions of our trial, planting of 3 thousands of blue (as well as Norway) spruce plants per hectare was recommended (PERŘINA ET AL. 1984). In the analyzed blue spruce forest stand with relatively low mortality and no treatment for 20 years, forest canopy is partly closing. Closed canopy is however unnatural for this species. It naturally forms relatively sparse admixture to forest stands with coniferous (*Picea engelmannii* Engelm., *Abies concolor* (Gord. et Glend.) Hildebr., *Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) as well as deciduous species (*Populus angustifolia* James, *P. balsamifera* L.) and is considered a late successional species (PAVEK 2003). In unfavorable conditions, dense canopy lowers health stand potential. SLODIČÁK and NOVÁK (2008) described blue spruce forest stand in the Krušné hory Mts. (800 m a.s.l.), which in the age of 22 years had 2020 trees per ha without tending.

In our study, we found almost two times more dry matter of humus layers in blue spruce stand comparing to outcomes of PODRÁZSKÝ ET AL. (2005). They studied forest stand of similar age in similar altitude in the Krušné hory Mts., but on wet nutrient medium spruce forest site type. However, density of the stand was not included in the paper. According to MATERNA (2002) dry matter of humus layers in Norway spruce mature forest stands of mountain altitudes range from 70 to 120 t per ha. Higher accumulation of humus in our study can be the consequence of species as well as of stand density and stage.

KANTOR (1989) found significantly lower content of oxidizable carbon under PP (only 14.9% in humification horizon). His study was conducted in lower altitude and all ten tested species had very low content of carbon in H horizon, therefore blue spruce was not an exception. His trial was established on forest land prepared by ranking of slash and deep ploughing, so humus layers were blended with mineral. Carbon share of soil under blue spruce in study of PODRÁZSKÝ ET AL. (2005) corresponds with our outcomes (34.6% in Grass horizon, 32.0% in L+F1, 25.6% in F2+H and 13.0% in Ah).

ULBRICHOVÁ ET AL. (2005) in blue spruce stand of very similar site parameters (800 m a.s.l., acidic category, southern slope) in the Krušné hory Mts. found 86 t of dry matter in humus horizons including herb layer, which is very similar to our research results (75 t). Due to different method of chemical analysis used in their study (citric acid solution), the differences of nutrient contents are not objectively comparable.

Despite of conclusions presented in the literature about the positive effect of *Calamagrostis* (demonstrated to mitigate the acidification of soil solution and the leaching of basic cations of Ca and Mg from soil -FIALA ET AL. 2005) and negative effect of *Picea pungens* to the forest soil, we found very similar pedochemical characteristics of the holorganical horizons under both species. Therefore we can not state worsening of the soil conditions under blue spruce comparing to areas covered by tested forest weed species. However, we can expect positive microclimatic effect of the spruce for interplantings of selected target species (BALCAR, KACÁLEK 2008). We can not also ignore complicated conditions for natural as well as artificial regeneration on the sites with *Calamagrostis*.

In our study, the total biomass of stem wood and branches was very similar (14.9 and 14.1 t per ha of dry matter), but it differs in amount of accumulated nutrients noticeably. SLODIČÁK and NOVÁK (2008) in the above cited work found very similar amount of stem biomass as we did, but for 30% higher weight of dry matter of crown. On the other hand, study analyzing 25 years old blue spruce forest stand in lower altitude (MORAVČÍK, PODRÁZSKÝ 1993) described higher proportion of stem wood compared to branches. These disproportions can be caused by local site and stand density differences, which influence health state and increment of the branches. However, with this theory does not fully agree needles to branches dry matter proportion. We found this parameter about 83%, but both mentioned works had the share 63% and 68% only.

Minimal weight of dry matter in our trial was concentrated in bark (4 tuns per ha only). With exception of sulphur and potassium it contained more nutrients compared to stem wood. Important difference showed especially calcium (29 kg and 11 kg per ha). Work of SLODIČÁK and NOVÁK (2008) presented lower amount of bark (3.1 t only). When we consider older forest stand in the paper of MORAVCÍK and PODRÁZSKÝ (1993), the amount of bark presented by them was comparable to our outcomes.

Long crowns with up to ten needle generations of healthy individuals produced high proportion of needles and the main nutrient supply of the above-ground forest stand biomass was concentrated there. The amount of phosphorus was very low in general, which corresponds with the results of the soil analyses. The deficit of nutrients, especially phosphorus in biomass is even more evident comparing to outcomes of SLODIČÁK and NOVÁK (2008). They found for 36 to 51% more of individual nutrients in aboveground biomass, with exceptions of very similar content of calcium and more than 3.5times more phosphorus. Higher share of phosphorus in soil under young blue spruce forest stand, with respect to different method of analyses, found also ULBRICHOVÁ (et al. 2005) in Krušné hory Mts.

At the beginning of blue spruce conversion process in unfavorable air pollution-ecological conditions, reduction of about 30% of number and maximally 15% of stand basal area is recommended (SLODIČÁK, NOVÁK 2008b). Whole tree harvesting method would significantly reduce nutrient supply of key phosphorus and also of the important bases. The removal of aboveground biomass in areas previously degraded by acid deposition may result not only in the deficiency of calcium and magnesium as was stated by SLODIČÁK and NOVÁK (2008). In the summit parts of Jizerské hory Mts., deficiency of phosphorus seems to be more serious problem. Considering need of economical realization, logging of timber to the top of 7 cm o. b. would be acceptable compromise, reducing nutrient amounts accumulated in tree mass in the analyzed locality from 8% (in P) to 20% (in Ca).

In unfavorable conditions, reduction of the nutrients by removed biomass should be followed by target fertilization to support new plantations (underplantings). Positive influence of artificial (synthetic) slow-release or controlled-release fertilizers on the survival and/or growth of newly planted trees was documented under various conditions (BALCAR, PODRÁZSKÝ 1995, JACOBS et al. 2005, ÓSKARSSON et al. 2006).

Preconditions of whole-tree biomass utilization during conversions of substitute tree forest stands should include not merely economical balance sheet but also acceptable solution on the ecological level. Decision should be done on the bases of soil survey (ground bearing capacity, nutrient limits at least for soil units), elemental knowledge of potential nutrient supply in the biomass of forest stand (literature with tables of potential content ranges of common tree species or analyses of mixed random samples) and possibilities and effects of fertilization to new plantations (underplantings). According to our investigation, whole-tree harvesting should not be allowed in the studied locality. Or if it is, it has to be followed by appropriate fertilizing to underplanted trees.

Acknowledgements

This study was supported by the long-term Research Intention of the Czech Ministry of Agriculture (MZE-0002070203).

Literature

- BALCAR, V., KACÁLEK, D.: European beech planted into spruce stands exposed to climatic stresses in mountain areas. Austrian Journal of Forest Science, 125/1: 27-38, 2008
- BALCAR, V., PODRÁZSKÝ, V.: Zvýšení vitality kultur lesních dřevin aplikací horninových mouček při obnově lesa na kalamitních holinách Jizerských hor. Zprávy lesnického výzkumu, 3-4: 44-49, 1995
- FIALA, K., TŮMA, I., HOLUB, P., JANDÁK, J.: The role of *Calamagrostis* communities in preventing soil acidification and base cation losses in a deforested mountain area affected by acid deposition. Plant and Soil, 268: 35–49, 2005
- JACOBS, D. F., SALIFU, K. F., SEIFERT, J. R.: Growth and nutritional response of hardwood seedlings to controlled-release fertilization at outplanting. Forest Ecology and Management 214: 28–39, 2005
- KANTOR, P.: Meliorační účinky porostů náhradních dřevin. Lesnictví, 35, 12: 1047–1066, 1989
- KAPPEN, H.: Die Bodenazidität. Springer Verlag. Berlin: 363 pp, 1929
- MATERNA, J.: Die Besädigung des Waldes durch Immissionen und die Gegenmaßnahmen in der ČSSR. In: IUFRO S 2.09 (eds.), 13th International Meeting of Specialists in Air Pollution Damages in Forests, (27. 8. - 1. 9. 1984, Most, Czechoslovakia), VÚLHM: 25-33, 1984
- MATERNA, J.: Souhrnné výsledky průzkumu stavu povrchových vrstev lesních půd v období 1993 – 1999. Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský (Central Institute for Supervising and Testing in Agriculture), Brno: 98, 2002
- MAUER, O., PALÁTOVÁ, E., RYCHNOVSKÁ, A., MAUR, P.: Dřeviny porostů náhradních dřevin – současný stav (r. 2004) a perspektivy. In: Obnova lesních porostů v imisní oblasti východního Krušnohoří. Sborník referátů z konference 2. 6. 2005 Hora Svatého Šebastiána. Brno, Ústav zakládání a pěstění lesů LDF MZLU: 5–18, 2005
- MEHLICH, A.: Mehlich 3 soil test extractant: A modification of Mehlich 2 extractant. Communications in Soil Science and Plant Analysis, 15: 1409-1416, 1984

- MELOUN, M., MILITKÝ, J.: Statistické zpracování experimentálních dat. East Publishing, Praha: 839 pp, 1998
- MORAVČÍK, P., PODRÁZSKÝ, V.: Akumulace biomasy v porostech břízy a smrku pichlavého a jejich vliv na půdu. Zprávy lesnického výzkumu, 39/2: 4-9, 1993
- NOVÁK, J., SLODIČÁK, M.: Růstová reakce náhradních porostů smrku pichlavého (*Picea pungens* Engelm.) na první výchovné zásahy. In: Výsledky lesnického výzkumu v Krušných horách v roce 2003. Sborník z celostátní konference. Teplice, 22. 4. 2004. Sest. J. Novák a M. Slodičák. Opočno, VÚLHM: 139–151, 2004
- ÓSKARSSON, H., SIGURGEIRSSON, A., RAULUND-RASMUSSEN, K.: Survival, growth, and nutrition of tree seedlings fertilized at planting on Andisol soils in Iceland: Six-year results. Forest Ecology and Management 229: 88-97, 2006
- PAVEK, D. S.: *Picea pungens*. In: Fire Effects Information System, [Online]. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Rocky Mountain Research Station, Fire Sciences Laboratory (Producer). Available: <http://www.fs.fed.us/database/feis/> [2010, June 28], 1993
- PEŘINA, V., DUŠEK, V., JANČAŘÍK, V., JONÁŠ, F., KREČMĚR, V., KUBELKA, L. et al.: Obnova a pěstování lesních porostů v oblastech postižených průmyslovými imisemi. Ministerstvo lesního a vodního hospodářství ČSR, Státní zemědělské nakladatelství, Praha, 172 pp, 1984
- PODRÁZSKÝ, V., ULBRICHOVÁ, I., MOSER, W. K.: Využití břízy a smrku pichlavého při obnově porostů na plochách s nenarušenou vrstvou nadložního humusu. Zprávy lesnického výzkumu, 50, 2: 75-77, 2005
- PODRÁZSKÝ, V.: Smrk pichlavý v imisních oblastech. Lesnická práce, 11: 422-424, 1997
- RANFT, H.: Hinweise zum Anbau der Stechfichte (*Picea pungens* Engelm.) im Fichtenimmisionsschadgebiet. Sozialistische Forstwirtschaft, 32, 5: 152-154, 1982
- REMEŠ, J., ULBRICHOVÁ, I., PODRÁZSKÝ, V.: Ekologické nároky a funkční význam smrku pichlavého. Lesnická práce, 81, 7: 306–307, 2002
- SLODIČÁK, M., NOVÁK, J.: Výchova porostů náhradních dřevin. [Thinning of substitute tree species stands.] Recenzovaná metodika. Lesnický průvodce, 3, 28 pp, 2008b
- SLODIČÁK, M., NOVÁK, J.: Nutrient in the aboveground biomass of substitute tree species stand with respect to thinning – blue spruce (*Picea pungens* Engelm.). Journal of Forest Science, 54: 85–91, 2008
- ŠIKA, A.: Růst smrku pichlavého v lesních porostech. Zprávy lesnického výzkumu, 22, 2: 8–12, 1976
- ŠINDELÁŘ, J.: K druhové skladbě lesních porostů v imisních oblastech. In: Obnova lesa v imisních oblastech. Praha, ČAZ: 35–43, 1982
- ŠPULÁK, O.: Impact of extremely snowy winter to *Picea pungens* (Engelm.) forest stand on the summit part of the Jizerské hory Mts. (Czech Republic). In: Management of forests in changing environmental conditions. Ed. M. SANIGA, P. JALOVIAR, S. KUCBEL. Zvolen, Technická univerzita vo Zvolene, Lesnícka fakulta, Katedra pestovania lesa: 113–118, 2007
- ŠPULÁK, O., DUŠEK, D.: Comparison of the impact of blue spruce and reed *Calamagrostis villosa* on forest soil chemical properties. Journal of Forest Science, 55 (5): 208-214, 2009
- ULBRICHOVÁ, I., PODRÁZSKÝ, V., SLODIČÁK, M.: Soil forming role of birch in the Ore Mts. Journal of Forest Science, 51, special issue: 54-58, 2005

Versuche zur Vollbaumnutzung – Ein Anstoß für ein gemeinsames Konzept der Forstlichen Versuchsanstalten

Karl Josef Meiws

Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr. 2, 37079 Göttingen

Einleitung

Die hohen Emissionen an Kohlendioxid haben die Politik dazu bewogen, die Gewinnung von Energie aus erneuerbaren Rohstoffen zu fördern. Dadurch ist die Nachfrage nach Holz als Energieträger gestiegen und hat zu neuen Formen der Bereitstellung von Holz in Form von Hackschnitzeln oder Pellets geführt. Ferner hat der Absatz von Scheitholz zugenommen. Den Forstbetrieben entsteht damit eine neue Einnahmequelle. Wie immer bei der Einführung neuer Technologien gibt es zu Beginn große Unsicherheiten; dies äußert sich unter anderem darin, dass sowohl die Optimisten, die diese Sparte vorantreiben sowie die Bedenkenträger, die nicht so schnell auf diesen Zug aufspringen mögen, ihre gegensätzlichen Positionen mit zum Teil emotionaler Hingabe vertreten. Was Not tut, sind mehr Informationen über die wirtschaftlichen und naturalen Möglichkeiten und Grenzen dieses neuen Geschäftsfeldes. Neben der Entwicklung von Verfahren zur Holzbereitstellung, zur Logistik, Verbrennung und Ascheverwendung steht forstlicherseits die Frage im Vordergrund, bis zu welchem Grad die Biomassenutzung erhöht werden kann und ab wann davon abzuraten ist. Dabei spielen naturale wie auch betriebswirtschaftliche Gesichtspunkte eine Rolle. In diesem Beitrag wird darauf eingegangen, wie einige naturale Fragen, insbesondere die nach dem Zuwachsverhalten der Bestände, geklärt werden können.

Ansätze zur Bewertung der Vollbaumnutzung

Es gibt verschiedene Ansätze, wie man sich dem Problem nähern kann. Als erstes sollte man wissen, wie hoch die Nährstoffentzüge bei vermehrter Biomassenutzung sind. Es geht vor allem um die vermehrte Ernte von nährstoffreichem Kronenholz geringer Durchmesserdimensionen. Der vermehrte Nährstoffentzug lässt sich quantifizieren und in Nährstoffbilanzen der Ökosysteme berücksichtigen. Nährstoffbilanzen werden auf Intensivmonitoringflächen gemessen und lassen sich mittels von Modellen in die Wirtschaftsfläche übertragen (AHRENDS et al. 2008). Ferner lassen sich die Nährstoffentzüge zu den Vorräten der im Boden verfügbaren Nährstoffe ins Verhältnis setzen. Interessant wäre auch zu wissen, wie die Bestände mit ihrem Wachstum auf die vermehrte Biomassenutzung reagieren. Um dies zu klären, kann man auf alte Düngeversuche zurückgreifen. In diesen Versuchen wird das Gegenteil vom Nährstoffentzug gemacht; es werden Nährstoffe mit dem Dünger zugeführt. Die Prozesse, die dadurch im Waldökosystem in Gang gesetzt werden, unterscheiden sich von denen, die bei vermehrtem Biomasse- und Nährstoffexport ablaufen; dennoch sollte man auf die Informationen aus Düngeversuchen nicht verzichten, wenn man über die Intensivierung der Biomassenutzung entscheidet.

Versuche zur Wirkung von vermehrtem Biomasse- und Nährstoffentzug sind eine reale Kontrolle dieses neuen forstlichen Betriebsbereiches. Es gibt einige wenige Versuche, deren Ergebnisse in der Literatur beschrieben sind. In Deutschland sind dazu bisher keine Versuche bekannt. Informationen aus solchen Versuchen sind unabdingbar. Bestehende Versuche können Hinweise dazu liefern, wie sich die Bestände in ihrem Wachstum entwickeln und wie der Nährstoffhaushalt der Systeme sich verändert. Neu anzulegende Versuche kommen mit ihren Ergebnissen zu spät, um für die Betriebe bei heute zu treffende Entscheidungen Informationsgrundlagen bereitzustellen. Dennoch ist die Anlage solcher Versuche sinnvoll. Sie sind die einzige Möglichkeit, in 10 bis 20 Jahren den Forstbetrieben Hinweise zu geben, welche Auswirkungen die bis dahin übliche Praxis der intensiven Biomassenutzung auf den Nährstoffhaushalt und auf den Zuwachs hat.

In diesem Beitrag werden Literaturergebnisse zum Zuwachsverhalten der Bestände nach Vollbaumnutzung und zur Auswirkung auf den Nährstoffhaushalt vorgestellt und es werden Vorschläge gemacht, wie solche Versuche angelegt werden können.

Vollbaumnutzung und Zuwachsverhalten

In Abbildung 1 und Tabelle 1 sind Untersuchungsergebnisse zur Vollbaumnutzung zusammengestellt. Es existieren zudem historische Beschreibungen wie auch Versuchsergebnisse zur Streunutzung. FIEDLER et al. (1962) fanden in dem 1912 angelegten Streunutzungsversuch Lipsa bei Cottbus einen durchschnittlichen jährlichen Gesamtwuchs in der Kontrolle von 3,5 fm/ha, in der Variante „halb entnommene Streu“ 3,2 fm/ha und in der Variante „ganz entnommene Streu“ 2,6 fm/ha. In der letzt genannten Behandlung war es also zu einem Zuwachsrückgang von 26 % gekommen. Zu ähnlichen Ergebnissen kam auch WIEDEMANN (1995). In einem Vergleich von streugenutzten zu „streugeschonten“ Kiefernbeständen fand er eine Differenz im Höhenwachstum der Bestände von ca. 35 %.

Die Untersuchungsergebnisse zur Vollbaumnutzung im Rahmen von Kahlschlägen zeigen, dass bei dieser Nutzungsform in den Folgebeständen durchaus erheblich Ertragseinbußen zu erwarten sind. Die Länge der Beobachtungszeiträume dieser Versuche reicht von 13 bis zu 24 Jahren (Tab. 1). In einem Fall, in Finnland, gab es keinen Einfluss auf den Zuwachs von Kiefern (Untersuchung Nr. 5 in Abb. 1), in den anderen drei Versuchen mit Sitkafichte und Kiefer reichten die Zuwachsminderungen durch Vollbaumnutzung im Vergleich zur

konventionellen Stammholznutzung von 15 – 32 %. Das Spektrum der Zuwachsreaktionen ist sehr groß, wobei insgesamt eine Tendenz zu verringertem Zuwachs besteht.

Bei Durchforstungen wird weniger Derbholz geerntet, und absolut gesehen fällt dem entsprechend weniger nährstoffreiches Nichtderbholz an als bei Hauptnutzungen oder bei Endnutzung mit Kahlschlag. Dementsprechend ist mit einem geringeren Einfluss auf den Zuwachs des verbleibenden Bestandes zu rechnen. Von den drei aufgeführten Untersuchungen erfüllen zwei diese Erwartung, die Versuchsserie in Dänemark (Fall Nr. 6 in Abb. 1 und Tab. 1) und die in Skandinavien (Fall Nr. 7). Demgegenüber reagierten die Fichten in der Versuchsserie in Österreich (Fall Nr. 8) mit Zuwachsminderungen in einer Größenordnung, wie sie bei den oben aufgeführten Kahlschlagversuchen Nr. 2 und 3 auftraten.

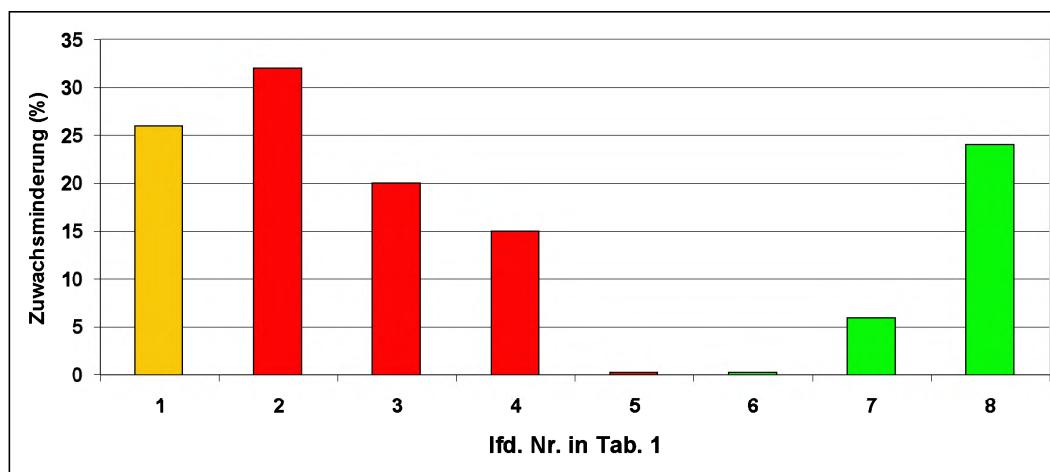


Abb.: 1: Zuwachsverluste nach Streunutzung (gelb), im Folgebestand nach Kahlschlag und Vollbaumnutzung im Vergleich zu konventioneller Nutzung (rot, Fall 2 – 5) und im verbleibenden Bestand nach Durchforstungen und Vollbaumnutzung im Vergleich zu konventioneller Stammholznutzung (grün, Fall 6 - 8)

Fragt man nach den Ursachen dieser Versuchsergebnisse, so gibt es kein einheitliches, widerspruchsfreies Bild. Das ist bei der Heterogenität der Versuche auch kaum zu erwarten. Sie wurden unter sehr unterschiedlichen standörtlichen Bedingungen mit verschiedenen Baumarten in unterschiedlichen Klimazonen durchgeführt. Als Befunde zur Baumernährung werden Stickstoffmangel sowie verschlechterte Ernährung mit Phosphor genannt. Im Auflagehumus wurden nach Vollbaumnutzung verringerte Gehalte an Kalium, Calcium und Magnesium gefunden. Mit den Untersuchungen wird unterstrichen, dass die Vollbaumnutzung in der Tendenz zu einer Verschlechterung der Nährstoffsituation führt und dass diese Art der Nutzung tendenziell Zuwachsrückgänge zur Folge hat. Es deutet sich an, dass Vollbaumnutzungen im Rahmen von Haupt- und Endnutzungen einen größeren Einfluss auf das Zuwachsverhalten der Folgebestände haben als Vollbaumnutzungen nach Durchforstungen auf den verbleibenden Bestand. Konkretere Prognosen zum Zuwachsverhalten nach Vollbaumnutzungen lassen sich aus den beschriebenen Versuchsreihen nicht ableiten. Für eine sicherere Bewertung des Zuwachsverhaltens sind längere und mehr Beobachtungsreihen erforderlich.

Anforderungen an eine Versuchsreihe zur Vollbaumnutzung

Versuche zur Vollbaumnutzung sollten das Ziel haben, zum einen das Zuwachsverhalten der Bestände zu beschreiben und zum andern Hinweise zu liefern, welche Nährstoffe und Umsatzprozesse steuernd auf das Zuwachsverhalten der Bäume einwirken.

Grundsätzlich ist zu klären, welche Baumarten, welche standörtlichen Bedingungen, welche Bestandesbehandlungen und damit Nutzungsintensitäten (Haupt- bzw. Endnutzung, Durchforstungen) untersucht werden sollen.

Aus der Sicht des Nährstoffhaushaltes sollten der Nährstoffexport, der Nährstoffzustand der Bestände (Blatt-Nadelanalysen) sowie der chemische Bodenzustand (im Prinzip nach dem Standard der Bodenzustandserfassung) untersucht werden. Dabei geht es um die Identifizierung der wachstumslimitierenden Faktoren, aber auch um Fragen der Nährstoffverfügbarkeit und der Versauerung im Boden.

Tab. 1: Untersuchungen zum Zuwachsverhalten nach Streunutzung zur Bestandesbegründung, zum Zuwachsverhalten des Folgebestandes nach Kahlschlag und Vollbaumnutzung und zum Zuwachsverhalten des verbleibenden Bestandes nach Durchforstungen und Vollbaumernte

lfd Nr	Maß nahme	Baumart	Beobach- tungs- zeitraum (Jahre)	Angaben zum Standort	Messergebnisse zum Nährstoffhaushalt	Ort	Zitat
1	Streu- nutzung	gemeine Kiefer	47	Schmelzwas- -sersand	Stickstoffmangel	Deutsch- land	FIEDLER et al., 1962
2	Kahlschlag	Sitkafichte	13	Stagnogley	Mangelhafte N-Ernährung	Schott- land	PROE et al., 1996
3	Kahlschlag	gemeine Kiefer	24	mittlerer Standort	Rückgang der Basenvorräte im Auflagehumus	Schwe- den	EGNELL, VALINGER, 2003
4	Kahlschlag	Sitkafichte	23	Stagno- Eisenpodsol	Rückgang der Basenvorräte im Auflagehumus	Wales	WALMS-LEY et al., 2009
5	Kahlschlag	gemeine Kiefer	22	lehmig kiesiger Sand	Rückgang der Basenvorräte im Auflagehumus, teilw. bessere N- Ernährung	Finn- land	SAARSALMI et al., 2010
6	Durch- forstung	Fichte	10	grober Talsand	verringerte P- Gehalte in Nadeln	Däne- mark, Jütland	NORD-LARSEN, 2002
7	Durch- forstung	Fichte, gemeine Kiefer	10	Sandböden	verringerte Ca-, Mg-Gehalte im Auflagehumus	Schwed. Norw., Finnl.	JACOBSON et al., 2000
8	Durch- forstung	Fichte	20	Flyschsandst- ein, Löss, Gneiss	teilw. N-Mangel, teilw. verschlech- terte P-Ernährung	Öster- reich	STERBA et al., 2003; STERBA 1988

Ferner sollten die Versuche als randomisierte Blockversuche mit räumlichen Wiederholungen angelegt sein. Statistisch richtig gestaltete Versuchsanlagen sind nicht nur Voraussetzung um methodisch abgesicherte Ergebnisse zu erzielen, sondern auch um externe Forschergruppen auf diese Flächen einzuladen, die weiterführende Fragen untersuchen. Dadurch kann das Verständnis der Wachstumsreaktionen der vollbaumgenutzten Bestände bzw. Folgebestände vertieft werden.

Die Forstlichen Versuchsanstalten sollten sich bereit finden, ein gemeinsames Konzept für eine solche Versuchsreihe zu entwickeln. Es sollte mindestens eine solche Zahl von Versuchen begründet werden, dass die Standardfälle abgedeckt sind, also die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche auf den jeweils wichtigsten Standorten.

Literaturverzeichnis

- AHRENDS, B.; DÖRING, C.; JANSEN, M.; MEESENBURG, H. (2008): Unterschiedliche Nutzungsszenarien und ihre Auswirkungen auf die Basensättigung im Wurzelraum - Ergebnisse von Szenarienvergleichen in Teileinzugsgebieten der Großen Bramke. Forst u. Holz, 63, 32-36
- EGNELL, G.; VALINGER, E. (2003): Survival, growth and growth allocation of planted Scots pine trees after different levels of biomass removal in clear-felling. Forest Ecology and Management 177, 65-74
- FIEDLER, H. J.; FIEDLER, E.; HOFFMANN, F.; HÖHNE, H.; SAUER, G.; THOMASIUS, H. (1962): Auswertung eines Streunutzungsversuches von H. Vater aus dem Jahre 1912. Archiv für Forstwesen 11, 70-128

- JACOBSON, S.; KUKKOLA, M.; MÄLKÖNEN, E.; TVEITE, B. (2000): Impact of whole tree harvesting and compensatory fertilization on growth of coniferous thinning stands. Forest Ecol. Managem. 129, 41-51
- JACOBSEN, C.; RADEMACHER, P.; MEESENBURG, H.; MEIWES, K.J. (2003): Gehalte chemischer Elemente in Baumkompartimenten – Literaturstudie und Datensammlung. Ber. Forschungszentrum Waldökosysteme, Reihe B, 69: 1-81
- MÜLLER-USING, B.; RADEMACHER, P. (2004): Bioelemententzug bei der Holznutzung in Rein- und Mischbeständen aus Buche und Fichte. Ber. Forschungszentr. Waldökosysteme d. Univ. Göttingen, Reihe B, Band 71, 71, 81-110
- NORD-LARSEN, T. (2002): Stand and site productivity response following whole tree harvesting in early thinnings of Norway spruce (*Picea abies* (L.) karst.). Biomass and Bioenergy, 23, S. 1-12
- PROE, M.F.; CAMERON, A.D.; DUTCH, J.; CHRISTODOULOU, X.C. (1996): The effect of whole tree harvesting on the growth of second rotation Sitka spruce. Forestry, 69, 389-401
- SAARSALMI, A., TAMMINEN, P., KUKKOLA, M. & HAUTAJÄRVI, R. (2010): Whole-tree harvesting at clear-felling: Impact on soil chemistry, needle nutrient concentrations and growth of Scots pine. Scandinavian Journal of Forest Research 25, 148
- STERBA, H. (1988): Increment losses by full-tree harvesting in Norway spruce (*Picea abies*). For. Ecol. Managem. 24, 283-292
- STERBA, H.; BRUNNER, H.; GUGGANIG, H.; HAUSER, B. (2003): Stammzahlreduktion ja, aber nicht als Ganzbaumnutzung. Österr. Forstzeitung, 114 (10), 18-19
- WALMSLEY, J.D.; JONES D.L.; REYNOLDS B.; PRICE M.H.; HEALY J.R. (2009): Whole tree harvesting can reduce second rotation forestry productivity. Forest Ecol. Management 257, 1104-1111
- WIEDEMANN, E. (1935): Über Schäden durch Streunutzung im deutschen Osten. Forstarchiv 11, 386-390

Der Virtuelle Wald NRW
Ableitung und Bearbeitung von Bestandesdaten
für Inventuren und Forsteinrichtung aus Fernerkundungsdaten

Jürgen Roßmann¹⁾, Jörg Meißner²⁾

¹⁾Institut für Mensch-Maschine-Interaktion, RWTH Aachen,Ahornstraße 55, 52074 Aachen

²⁾Landesbetrieb Wald und Holz NRW, Lehr- und Versuchsförstamt Arnsberger Wald, Schwerpunkttaufgabe
Waldplanung, Waldinventuren, Waldbewertung, Obereimer 13, 59821 Arnsberg

Abstract

Up to date forest inventory data is an important foundation for forest management. The data should be available for large areas and at high quality to allow for sustainable decision-making, precise value determination and reporting. But the costs for the data acquisition become more and more important. So the objective of this paper is to find cost-efficient ways to acquire forest inventory data at higher quality but at lower costs.

We present a flexible new approach to semi-automatic forest inventory on a stand-wise level. Based on remotely sensed data, automatic and manual processes are combined leading to a practically relevant new methodology. The applicability of these new methods has already been proven on large scale test areas (approximately 800 km²) within the context of the "Virtual Forest"™, a research project of the German federal state of North Rhine Westphalia supported by the European Union (EU).

Der Wald im Computer

Mit dem Virtuellen Wald¹ gehen in Nordrhein-Westfalen die sprichwörtlichen Zeiten, in denen man den Wald vor lauter Bäumen nicht sehen konnte, dem Ende entgegen. Hierzu modelliert der Virtuelle Wald reale Waldbestände als virtuelles Ökosystem sowie als virtuellen Produktionsstandort und stellt auf dieser Basis **neuartige Informations-, Planungs- und Orientierungsgrundlagen für die Forstwirtschaft** aber auch etwa für die Erholung suchenden Bürger und Touristen bereit. Aus forstwirtschaftlicher Sicht haben diese Instrumente und Techniken das Ziel, moderne Werkzeuge zu schaffen, um trotz verringrigerer Personalkapazitäten eine nachhaltige und multifunktionale Forstwirtschaft zu betreiben, die der holzverbrauchenden Industrie den notwendigen Rohstoff effizient bereitstellt. Mit diesem Ziel steht der Virtuelle Wald im Zentrum umfangreicher Maßnahmen zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit des Wirtschaftszweiges „Wald & Holz“ – insbesondere **unter Berücksichtigung der Strukturschwächen bezüglich des Kleinstprivatwaldes**.

Das virtuelle Modell umfasst dazu unter anderem die Topografie, den Boden, die Wege, die Bebauung, die Bestockung etc. und reicht bis zur Einzelbaumdatenbank des Virtuellen Waldes, die jeden Baum in NRW mit seiner „digitalen Visitenkarte“ (Geokoordinate, Höhe, Kronendurchmesser, BHD, potentiell Schädlingsbefall, etc.) beschreibt.

Die Dortmunder Initiative zur rechnerintegrierten Fertigung (RIF) e.V. begann dieses Projekt im Auftrag der Landesforstverwaltung sowie des Landesbetriebs Wald und Holz NRW bereits 2005 mit einer umfangreichen Machbarkeitsstudie. In der bereits abgeschlossenen, zweiten Projektphase, aus der hier Ergebnisse aus dem Kontext der Bestandesinventur vorgestellt werden, wurden die Grundlagen weiter entwickelt, gleichzeitig aber bereits erste Ergebnisse für den praktischen Einsatz im Umfeld der biologischen und technischen Produktion vorbereitet.

Kristallisierungspunkt

Die Abbildung realer Wälder als virtuelle Realität ermöglicht es, komplexe Entwicklungen im Wald zu simulieren und verschiedene Handlungsalternativen (z. B. Waldbaummodelle, Erschließungslinien, Holzernteverfahren) am konkreten Modell zu erproben und zu verbessern. Ähnlich wie Simulatoren in der Luft- und Raumfahrt oder Fahrzeugindustrie können so in kürzester Zeit denkbare Varianten studiert und schließlich optimale Prozessketten aufgebaut und trainiert werden. Dies spart Zeit und Kosten.

Der Virtuelle Wald ist daher der zentrale Kristallisierungspunkt für die vielfältigen Daten, Algorithmen, Anwender, Anwendungen und Prozesse rund um die biologische und technische Produktion. Er reduziert die Datenerhebung auf das Notwendige, vereinheitlicht die Daten verarbeitenden Algorithmen, standardisiert die Bereitstellung qualitätsgesicherter Daten und harmonisiert die Anwendungen vor Ort. Darüber hinaus ist er die Grundlage für vielfältige Erweiterungen auch über den forstlichen Bereich hinaus (z. B. Rettungswesen, Naturschutz und Touristik).

¹  Dieses Projekt wurde durch die Europäische Union und das Land Nordrhein-Westfalen gefördert - Europäischer Fonds für regionale Entwicklung (EFRE) – Investition in Ihre Zukunft.
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2010

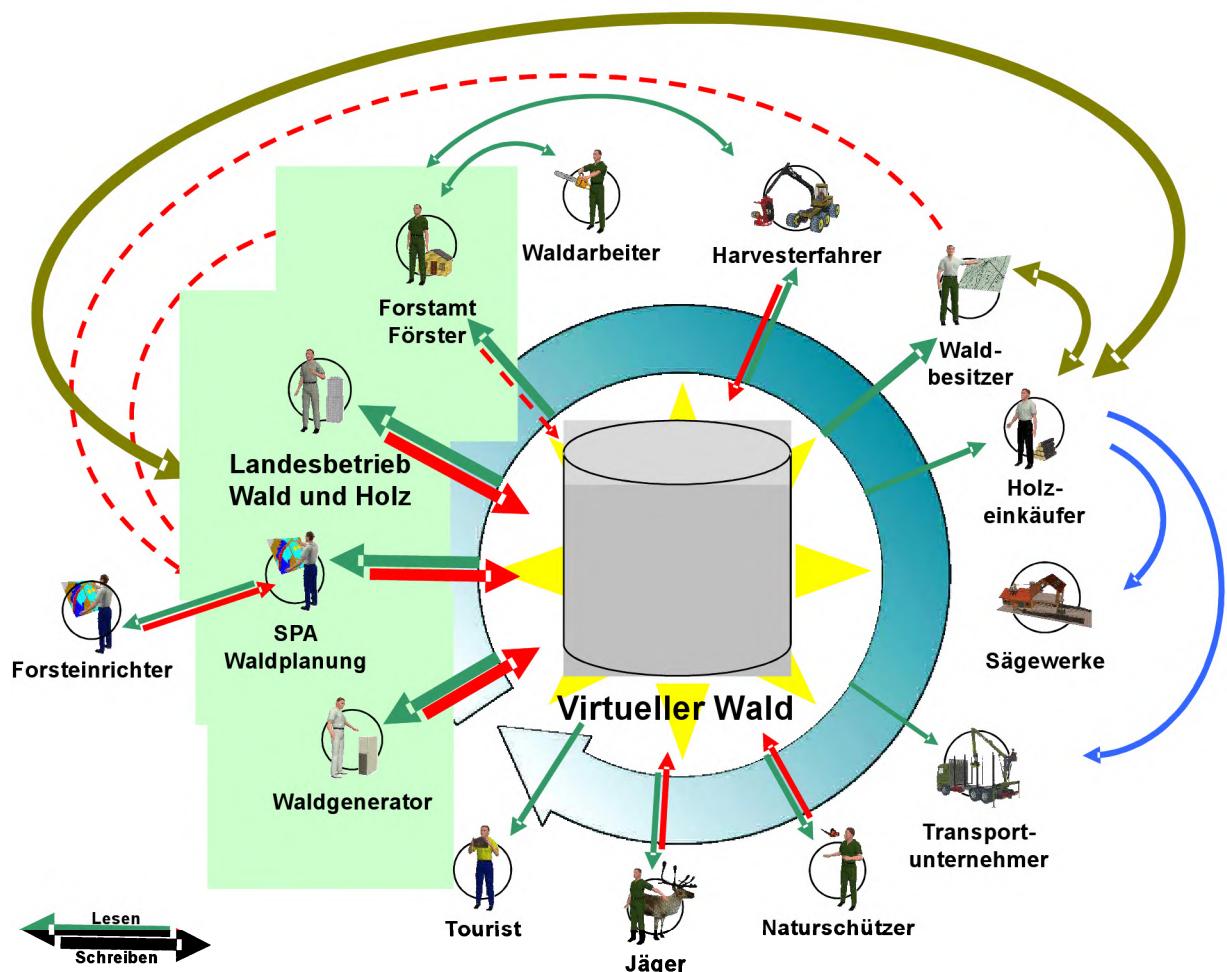


Abbildung 1: Der Virtuelle Wald als zentrale Informationsquelle für unterschiedlichste Anwender in einem durch vielschichtige und heterogene Kommunikationsbeziehungen gekennzeichneten Umfeld. Hervorgehoben sind auf der linken Seite die Aufgaben des Landesbetriebs Wald und Holz NRW.

4D-Geoinformationssystem

Dem Anwender vor Ort präsentiert sich der Virtuelle Wald als 4D-Geoinformationssystem (4D-GIS). Die dreidimensionale Darstellung der virtuellen Welt ermöglicht einen intuitiven Zugang zur auf den ersten Blick abstrakt scheinenden Datenbasis des Virtuellen Waldes.



Abbildung 2: Virtuelle Zäune grenzen Bestandeseinheiten und Flurstücke ab.

Die realitätsnahe Darstellung macht die Verhältnisse vor Ort „virtuell“ erlebbar und intuitiv einschätzbar, sei es die Betrachtung von Waldbeständen, die Planung von Transportrouten, die Auswertung von Besitzverhältnissen oder die Beurteilung von Schadensereignissen. Natürlich steht den Experten auch weiterhin die gewohnte 2D-Aufsicht zur Verfügung (siehe z. B. Abbildung 5). Die konsequente Berücksichtigung des Faktors „Zeit“ für alle Ereignisse und Prozesse im Wald macht aus dem 3D- ein 4D-GIS – eine „Zeitmaschine“.

Neue Methoden für die fernerkundungsunterstützte Forsteinrichtung

Die Bereitstellung neuer Methoden zur – bestandes- oder einzelbaumweisen – Forsteinrichtung ist eines der ersten Ergebnisse des Virtuellen Waldes. Durch die Kombination terrestrisch erhobener Geodaten mit Fernerkundungsdaten soll dem Forsteinrichter auf Basis einer leistungsfähigen IT-Infrastruktur ein neues Werkzeug zur effizienten Ersteinrichtung aber auch für die zyklische Kontrolle und Aktualisierung der Daten an die Hand gegeben werden. Die Verfahren beruhen hierbei auf der Kombination bekannter und stetiger Weiterentwicklung unterworfener Technologien aus den Gebieten der Planeten- und Landschaftsbefliegung sowie der VR und Robotik, welche für diesen Anwendungsfall um forstliches Praxiswissen aus unterschiedlichen Bereichen ergänzt werden.

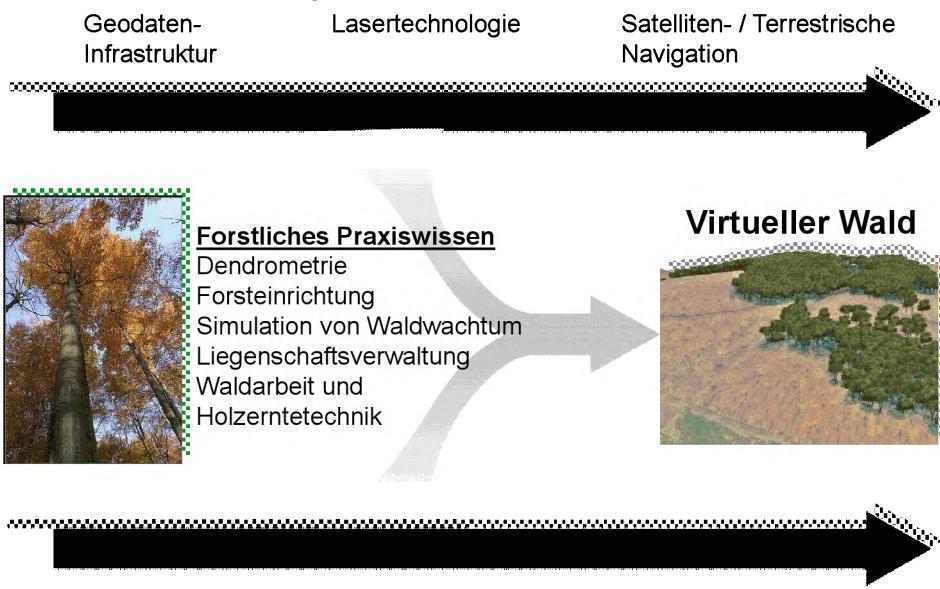


Abbildung 3: Neue Methoden für die fernerkundungsunterstützte Forsteinrichtung durch Kombination bekannter und stetiger Weiterentwicklung unterworfener Technologien

Der Virtuelle Wald in seiner finalen Ausbaustufe wird die Beschreibung des Waldes auf der Ebene von Bestandseinheiten, Einzelbäumen und Stichprobendaten ermöglichen. Erklärtes, langfristiges Ziel des Virtuellen Waldes ist entsprechend die Generierung einer Datenbank, die alle Bäume in Nordrhein-Westfalen mit einem Brusthöhendurchmesser größer als 20 cm abbildet (ca. 240 Millionen Einzelbäume) und ihren genauen Standort mit ihren geografischen Koordinaten kennt. Die prinzipielle Machbarkeit dieses Vorhabens wurde bereits in der ersten Projektphase gezeigt. In der zweiten Projektphase stand jedoch die Generierung einer neuartigen Bestandesinventur als erster Meilenstein im Vordergrund. Diese zerlegt den Wald (teil-) automatisiert in Bestandseinheiten und beschreibt diese wiederum durch summarische Attribute wie Baumarten, Flächenanteile, Bestockungsgrad und Vorrat.

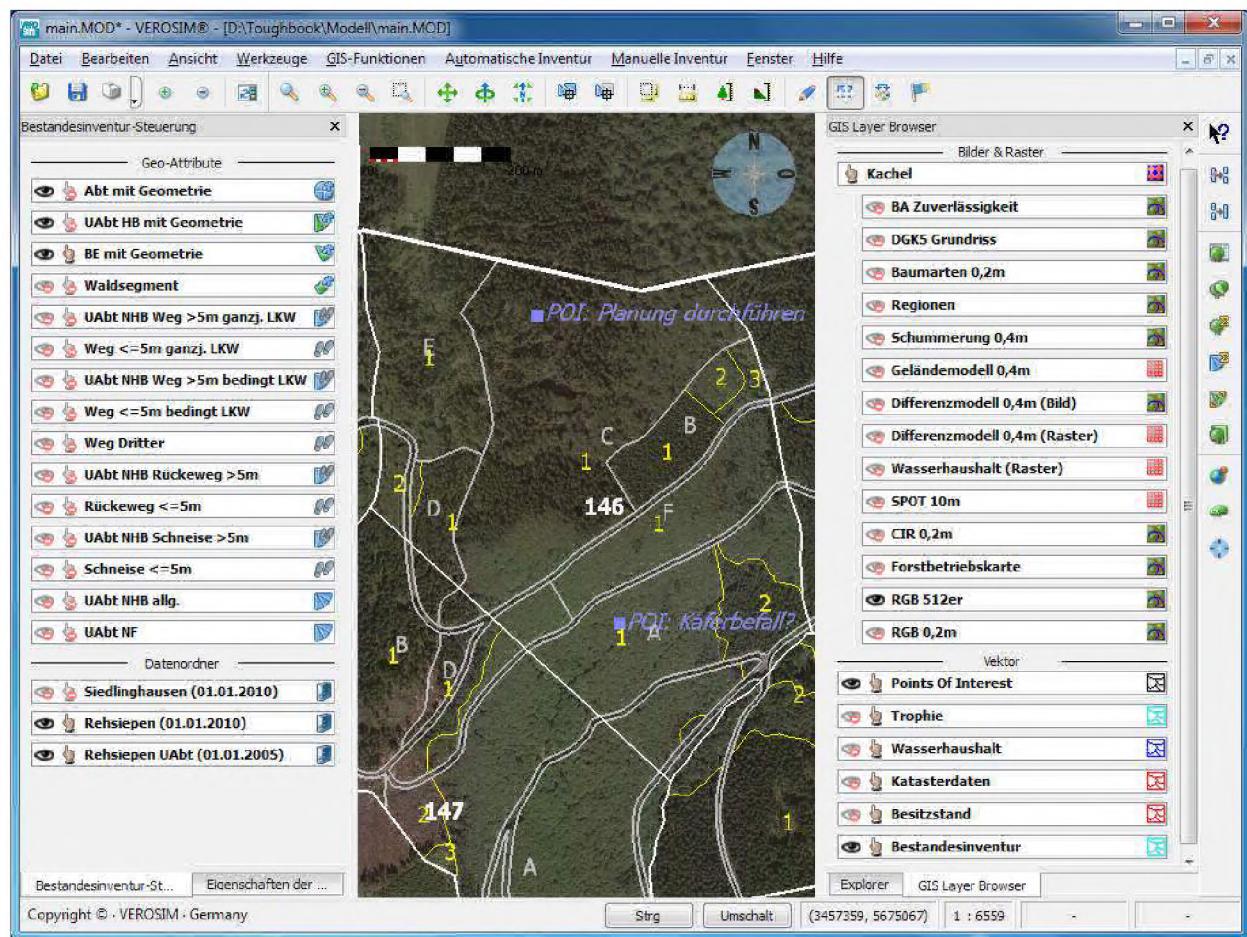


Abbildung 4: Forsteinrichtung auf Basis des Virtuellen Waldes

Im Mittelpunkt dieses Textes sowie der im Rahmen der Tagung durchgeföhrten Exkursion steht bzw. stand die Durchführung einer Bestandesinventur mit Unterstützung durch Methoden des Virtuellen Waldes insbesondere hinsichtlich der Nutzung von Fernerkundungsdaten und der Sensordatenverarbeitung sowie der effizienten Kontrolle und Überarbeitung dieser Daten vor Ort. Direkt im Wald können diese Daten dann durch das **auf mobilen PCs installierte Geoinformationssystem des Virtuellen Waldes** angesehen, kontrolliert und nachbearbeitet werden (siehe z. B. Abbildung 5). Denn auch der Virtuelle Wald kann auf die fachlich fundierte Ansprache vor Ort nicht verzichten.

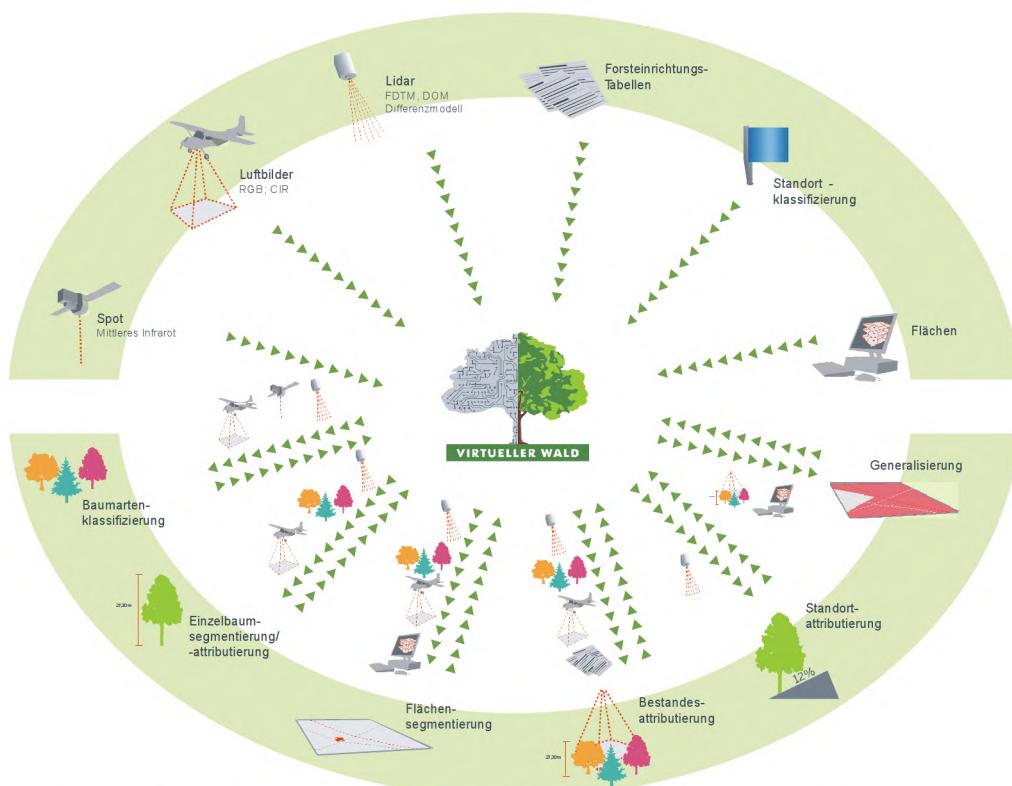
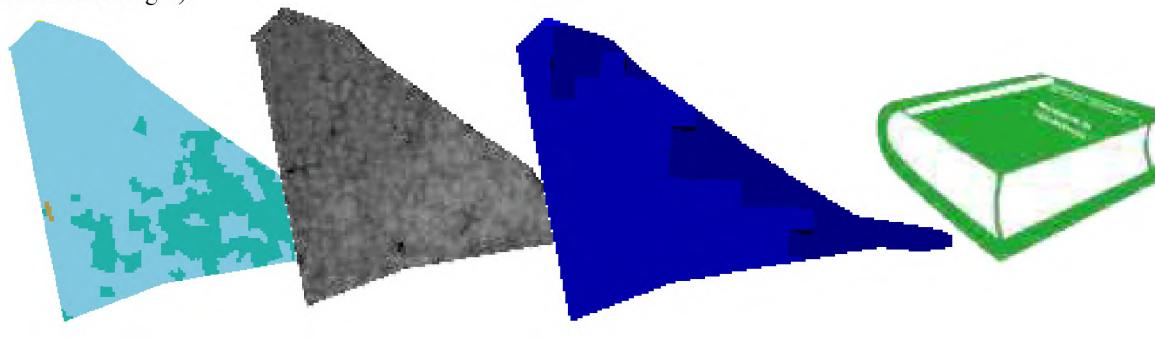


Abbildung 5: Fernerkundungs- und für die Waldinventur abgeleitete Geodaten

Fernerkundungsbasierte Forsteinrichtung in der Praxis

Konkret basiert die fernerkundungsbasierte Forsteinrichtung auf verschiedenen Fernerkundungsdaten, die durch Tabellenwerke, terrestrisch erhobene Daten sowie die im Landesbetrieb NRW entwickelte digitale Standortklassifikation ergänzt werden (siehe Abbildung 5). Aus diesen Daten werden die für die Bestandes- bzw. Einzelbauminventur wesentlichen Geodaten (Baumartenklassifikation, Abgrenzung der Bestandseinheiten, Attribute der Bestandseinheiten, Standortattribute, Einzelbaumsegmentierung und -attributionierung) berechnet (siehe auch Abbildung 6).



Flächenanteile der Baumarten bestimmen	Oberhöhen und Überschirmung bestimmen, B° ableiten	Ertragsklassen bestimmen und Alter ableiten	Vorrat und Zuwachs aus Hilfstafeln ableiten
---	---	--	--

Abbildung 6: Ableitung von Bestandesinventurattributen aus Fernerkundungsdaten

Diese Daten und Algorithmen stehen dem Forsteinrichter im 4D-GIS unter einer einheitlichen Oberfläche zur Verfügung – im Büro sowie wenn gewünscht auch vor Ort im Wald (siehe Abbildung 5 und Abbildung 7). Dies gilt insbesondere auch für bereits zuvor erhobene sowie die neu zu erhebenden Geo- und Sachdaten der Bestandes- oder Einzelbauminventur. Entsprechend ausgerüstet kann er jetzt vorhandene Inventurdaten zielgerichtet nachbearbeiten oder eine komplett neue Inventur effizient erheben.

Im ersten Fall prüft er eine fortgeschriebene Alteinrichtung gegen die aus Fernerkundungsdaten abgeleiteten Daten auf Plausibilität und wird so zielgerichtet auf größere Veränderungen oder mglw. auch Fehlerfassungen

hingewiesen. Von Fall zu Fall kann er per Knopfdruck entscheiden, ob er die fortgeschriebenen oder die abgeleiteten Daten in die neue Inventur übernehmen möchte.

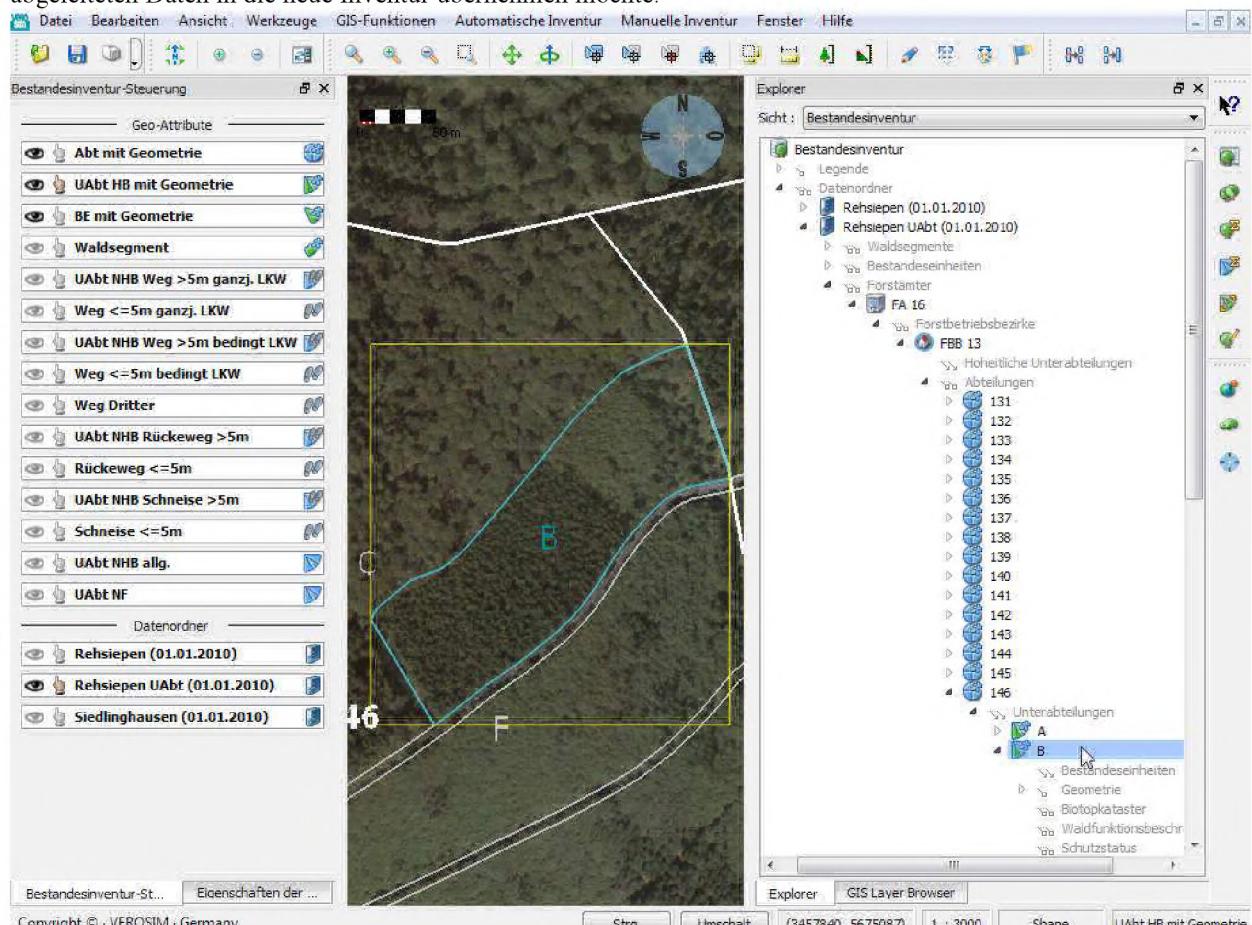


Abbildung 7: Auswahl einer Unterabteilung im 4D-GIS des Virtuellen Waldes

Für den Fall der vollständigen (Neu-) Erfassung einer Bestandesinventur, einer unzureichenden Altinventur oder großräumigen Änderungen z. B. durch Sturmwurf liefert ihm die Segmentierung einen Vorschlag für die Zusammenfassung der Bestandeseinheiten und Unterabteilungen. Natürlich kann er diese Grenzen manuell nachbearbeiten oder auch komplett von Hand erfassen. Durch die zur Verfügung gestellten Fernerkundungsdaten sowie die hiervon abgeleiteten Geodaten ist er hierauf hervorragend vorbereitet. Sind die Geometrien entsprechend erfasst berechnet das 4D-GIS auf Knopfdruck die entsprechenden Bestandesattribute. Auch diese kann er kontrollieren, verifizieren und gegebenenfalls korrigieren sowie ergänzen. Ein großer Teil der bisher notwendigen manuellen Datenerhebung vor Ort sollte auf diese Weise entfallen können.

Die Ergebnisse im Beispiel

Die Ergebnisse der fernerkundungsbasierten Bestandesinventur wurden im Projektverlauf auf einem Gebiet von ca. 1200 ha mit manuell erhobenen Bestandesinventurdaten verglichen. Zentrales Ergebnis war, dass die Kombination von automatischen und manuellen Verfahren das optimale Ergebnis verspricht. So kann der Forsteinrichter vor Ort z. B. fehlerhaft klassifizierte Baumarten oder die Einschätzung des Standorts über die Ertragsklasse korrigieren, wohingegen ihm die Automatik gute Schätzungen für die Flächenanteile, den Bestockungsgrad und die Oberhöhe liefert. Hierbei ist das Vorgehen im Allgemeinen iterativ. Zunächst werden die Bestandesinventurattribute vollautomatisch bestimmt, danach ändert der Forsteinrichter z. B. die Baumartenklassifikation, woraufhin eine Neuberechnung der Bestandesinventurattribute durchgeführt wird – dies dauert nur wenige Sekunden. Zahlenmäßig liegen die Abweichungen zwischen manueller und automatischer Berechnung von Bestandesinventurattributen – wenn man den Vorrat als Hauptzielgröße betrachtet – bei unter 5%.

Die Ergebnisse sollen hier am Fichtenbestand „Rehsiepen 161 C 1“ illustriert werden, der auch im Rahmen der Exkursion besucht wurde. Abbildung 7 illustriert die dortigen Verhältnisse am Beispiel ausgewählter Geodaten.

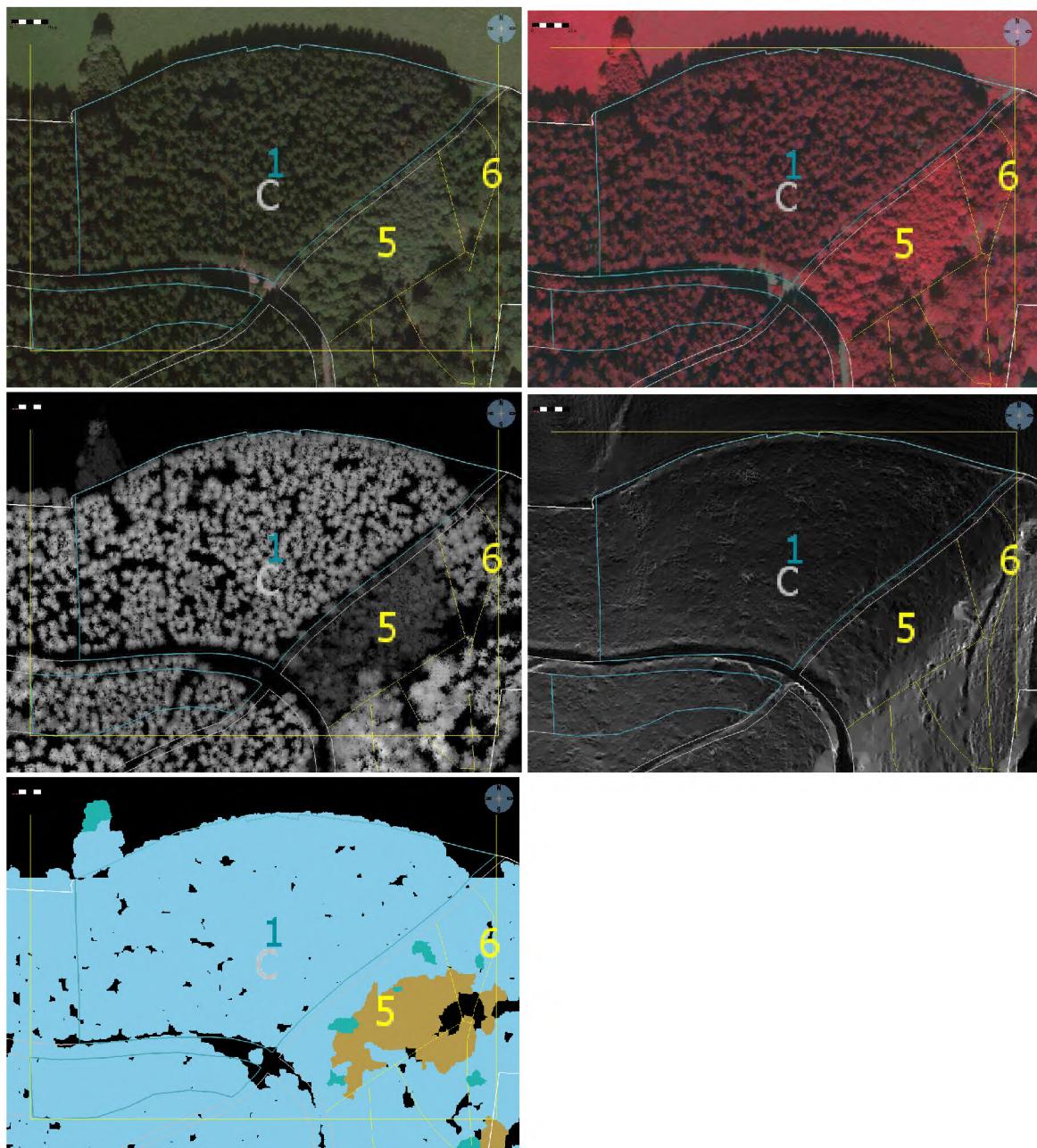


Abbildung 8: Ausschnitt aus den Fernerkundungsdaten zum Exkursionsbestand „Rehsiepen 161 C 1“: RGB- und CIR-Orthofotos sowie Differenzmodell und Schummerung des Geländemodells aus Laserscannerdaten und hieraus abgeleitete Baumartenklassifikation

Die nachfolgende Tabelle fasst die Ergebnisse zusammen. In der **ersten Zeile** finden sich hierbei die Daten der im Alter fortgeschriebenen Alteinrichtung. Die **zweite Zeile** enthält die auf der Basis von Fernerkundungsdaten automatisch bestimmten Bestandesinventurattribute. Deutlich wird eine erhebliche Vorratsabweichung von 27 %. Dies ist auf ein abweichendes abgeleitetes Alter zurückzuführen, das bei gegebener Oberhöhe aus dem Differenzmodell zu einer schlechteren Ertragsklasseneinstufung führt.

Z	S	BA	Alter	MH	OH	G	BHD	EKL	BG	V/ha	WZ	Fl%	FlHa
<u>0-1</u>	0	80	55	20,95	23,45	31,12	19,70	1,50	0,80	275	3	100	2,19
<u>1-1</u>	0	80	64	22,63	26,09	35,24	22,76	1,52	0,85	349	.	100	2,19
<u>2-1</u>	0	80	55	22,63	26,09	34,65	21,53	0,87	0,85	345	3	100	2,19

Die **dritte Zeile** zeigt das bestätigte Ergebnis: bei Übernahme des tatsächlichen Alters und der aktuellen Oberhöhe aus dem Modell ergibt sich eine korrigierte Ertragsklasse von 0,87 und somit ein Vorrat von 345 EFm o.R./ha. Die Anwendung der statischen Bonitierung ergibt eine Fehleinschätzung der Ertragsklasse aus der abgelaufenen Forsteinrichtung, die korrigiert wird.

Unterstützung bekannter Forsteinrichtungswerkzeuge

Alle Bestandes- und Standortattribute der Bestandesinventur werden in den Bestandesinventurteil, alle Einzelbaumdaten in den Einzelbaumteil der Datenbank des Virtuellen Waldes geschrieben und stehen dort weiteren Anwendern und Anwendungen im 4D-GIS zur Verfügung. Wichtiges Projektziel war weiterhin, bekannte Forsteinrichtungssoftware zu unterstützen, für spezialisierte Auswertungen zu nutzen und in die Prozesse des Virtuellen Waldes einzubinden. Aktuell unterstützt das 4D-GIS den Datenaustausch mit der beim Landesbetrieb eingesetzten Software FOWIS der Firma Atalay Consult. Entsprechend können auch die Geodaten importiert werden. Ein Export dieser Geodaten ist in Planung.

Zusammenfassung

Zur Erstellung einer Bestandesinventur können mit Methoden des Virtuellen Waldes aktuell etwa 2/3 der zu erfassenden Felder „vorausgefüllt“ werden, so dass der Einrichter vor Ort diese Daten „nur noch“ auf Plausibilität kontrollieren und vervollständigen muss. Damit leistet der Virtuelle Wald einen wesentlichen Beitrag zu einer deutlichen Optimierung des zeit- und kostenintensiven Prozesses der Bestandesinventur.

Allerdings können natürlich nur die Attribute vorab bestimmt werden, die auch „von oben“ sichtbar bzw. ableitbar sind. Daher beschränkt sich die Methodik derzeit auf die Bestimmung des von oben sichtbaren Bestandes, der allerdings im Allgemeinen die betriebswirtschaftlich relevante Hauptschicht bildet.

Literaturverzeichnis

- ASCHE, N.; SCHULZ, R.: Forstliche Standortklassifizierung mit digitalen Werkzeugen in Nordrhein-Westfalen, Landesbetrieb Wald und Holz NRW, http://www.wald-und-holz.nrw.de/30Wald_und_Beratung/Forstliche_Standerkundung/staka_klassifikation.pdf, Recklinghausen, Germany, 2006
- DIEDERSHAGEN, O.; KOCH, B.; WEINACKER, H.; SCHÜTT, C.: Combining LIDAR- and GIS-Data for the Extraction of Forest Inventory Parameters. 2003
- FUCHS, H., TREMER, N., KLEINN, Ch., ROSSMANN, J.: Tree species classification using airborne laser and optical scanner data for forest management in a test site in Germany. In: 33rd International Symposium on Remote Sensing of Environment(ISRSE), Proceedings, May 4-8, 2009, Stresa, Italy, ISBN 978-0-932913-13-5
- HYYPPÄ, J.; INKINEN, M.: Detecting and estimating attributes for single trees using laser scanner. The Photogrammetric Journal of Finland, Vol. 16, No. 2, s. 27-42, 1999
- KRAMER, H.; AKÇA, A.: Leitfaden zur Waldmesslehre. 3. erw. Aufl. Frankfurt a.M., Sauerländer, 1995
- LANDESANSTALT FÜR ÖKOLOGIE, LANDSCHAFTSENTWICKLUNG UND FORSTPLANUNG NORDRHEIN-WESTFALEN: Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. 3. Auflage, 1989
- ROSSMANN, J.; BÜCKEN, A.: Using 3D-Laser-Scanners and Image-Recognition for Volume-Based Single-Tree-Delineation and -Parameterization for 3D-GIS-Applications. in van Oesterom, Zlatanova, Penninga, Fendel (Eds): Proceedings of the 2nd International Workshop on 3D Geoinformation: Requirements, Acquisition, Modelling, Analysis, Visualisation 3D-Geoinfo 2007, Delft, The Netherlands, 2007
- ROSSMANN, J., SCHLUSE, M., BÜCKEN, A., KRAHWINKLER, P., HOPPEN, M: Cost-efficient semi-automatic forest inventory integrating large scale remote sensing technologies with goal-oriented manual quality assurance processes". In: IUFRO Division 4 Conference "Extending Forest Inventory and Monitoring over Space and Time, Mai 19-22, 2009, Quebec City, Canada

Wachstum und rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers in selbstdurchforsteten Beständen

Peter Biber

*Lehrstuhl für Waldwachstumslehre, Technische Universität München,
Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising*

Summary

The development of stand mean values (e.g. mean diameter, mean height) results from two associated processes: Biological growth and a mere calculatory shift. In self-thinning stands, the latter results from the fact that the probability for a tree to die is not independent from the trees size. This is the reason why the development of stand mean values must not be treated as equal to the growth of a mean individual. This study tries –based on the concept of Reineke's rule (REINEKE 1933) and long term self thinning plots in Norway spruce stands- to contribute to a quantitative understanding of the relation between diameter growth and calculatory shift. It can be shown, that Reineke's rule, which describes the allometric relationship of a stand's mean diameter and stem number, can be easily splitted into two components that relate growth and calculatory shift to stem number change separately. Data analysis reveals the non-trivial fact that both components represent allometric relationships, either. This means that the mean diameter's growth and calculatory shift show a constant ratio on the long run. Investigations with other tree species are necessary to scrutinize in how far the findings of this study can be generalized. If so, they will be helpful for scaling between tree and stand level, for analyzing the concept of species-specific self-tolerance sensu ZEIDE (1985), and they could form a useful limit relationship in growth models.

1. Einleitung

Die so genannte Reineke-Regel (REINEKE 1933) beschreibt den allometrischen Zusammenhang zwischen dem mittleren Durchmesser und der Stammzahl eines Waldbestandes bei Selbstdurchforstung. Abbildung 1 (links).

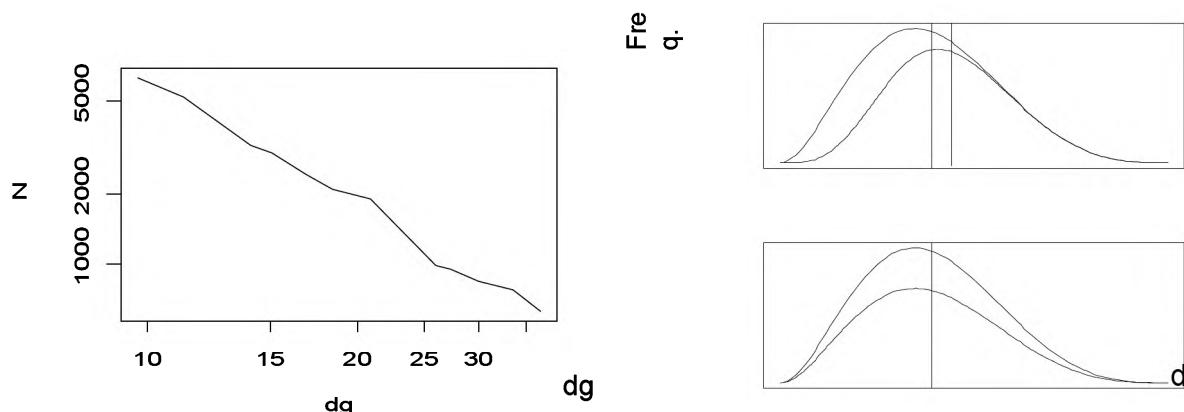


Abb. 1: Links: Allometrischer Zusammenhang zwischen Grundflächenmitteldurchmesser und Stammzahl eines selbstdurchforsteten Bestandes. Rechts: Rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers (senkrechte Linien) einer idealisierten Durchmesserverteilung vor (durchgezogene Linien) und nach (gestrichelte Linien) einem durch Konkurrenz ausgelösten Mortalitätseignis.

Sie ist die Grundlage des international in der Praxis weit verbreiteten Stand Density Index SDI. Es gilt

$$N = \gamma \cdot \overline{d_q}^\beta \quad (1)$$

und

$$\beta = \frac{\frac{dN}{N}}{\frac{dd_q}{d_q}}, \quad (2)$$

wobei REINEKE für β einen allgemein gültigen Wert von -1.605 postuliert, was bedeutet, dass eine Zunahme des (Grundflächen-) Mitteldurchmessers $\overline{d_q}$ um 1% zu einer Stammzahlabnahme von 1.605% durch konkurrenzbedingte Mortalität führt. PRETZSCH und BIBER (2005) können jedoch im Sinne von ZEIDE (1987) artspezifische Werte von β nachweisen, wobei die aufgefundenen Werte für alle untersuchten Baumarten (Fichte, Kiefer, Buche, Eiche) signifikant größer als -2 sind. Dies erscheint bemerkenswert, da aus der allometrischen Theorie (WEST et al. 1997, 1999, ENQUIST et al. 1998, 1999, ENQUIST und NIKLAS 2001, vgl. PRETZSCH und METTE 2008) $\beta = -2$ als allgemein anzunehmender Wert abgeleitet werden kann. Ergebnisse von PRETZSCH

und METTE (2008) zur Allometrie von Blattbiomassen und spezifischen Blattflächen bei Selbstdurchforstung lassen jedoch den Schluss zu, dass sich die Folgerung $\beta = -2$ neben einer Vernachlässigung artspezifischer Unterschiede aus einem zu sehr vereinfachten Übergang von der Individual- auf die Populationsebene ergibt, bei dem die Entwicklung von Bestandesdurchschnittswerten mit dem Wachstum eines mittleren Individuums gleichgesetzt wird. Die Unzulässigkeit dieser Gleichsetzung spiegelt sich auf der Ebene der dendrometrisch leicht zugänglichen Größen in der bekannten rechnerischen Verschiebung des Mitteldurchmessers wider (Abbildung 1, rechts).

Auf dieser Ebene möchte die vorliegende Studie zeigen, dass sich die Reineke-Regel zwanglos in eine Wachstums- und Verschiebungs-Komponente zerlegen lässt. Darauf aufbauend soll empirisch geprüft werden, wie sich beide Prozesse im Verlauf der Bestandesentwicklung zueinander verhalten. Die Studie versteht sich als ein Beitrag zum Verständnis der Skalierung zwischen Baum und Bestand.

1.1 Zerlegung der Reineke-Regel

Die rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers selbstdurchforsteter Bestände hat eine triviale Ursache: Da schwächere Bäume wahrscheinlicher absterben als stärkere Individuen, kommt es allein dadurch zu einer Aufwärtsverschiebung des Mitteldurchmessers (Abbildung 1, rechts). Der Durchmesservorschub $d\bar{d}_q$ der Reineke-Beziehung darf deshalb nicht als reines Wachstum interpretiert werden, sondern als Summe einer Wachstums- und einer rein rechnerischen Komponente, $d\bar{d}_{q_growth}$, bzw. $d\bar{d}_{q_calc}$:

$$d\bar{d}_q = d\bar{d}_{q_growth} + d\bar{d}_{q_calc} \quad (3)$$

Wird (3) in (2) eingesetzt, ergibt sich

$$\beta = \frac{\frac{dN}{N}}{\frac{d\bar{d}_{q_growth}}{\bar{d}_q} + \frac{d\bar{d}_{q_calc}}{\bar{d}_q}} \text{ und daraus } \frac{1}{\beta} = \frac{\frac{d\bar{d}_{q_growth}}{\bar{d}_q}}{\frac{dN}{N}} + \frac{\frac{d\bar{d}_{q_calc}}{\bar{d}_q}}{\frac{dN}{N}}, \text{ worin beide relativen Komponenten der}$$

Durchmesseränderung getrennt auf die relative Stammzahländerung bezogen werden. Werden die Kehrwerte beider Summanden β_{growth} bzw. β_{calc} benannt

$$\beta_{growth} = \frac{\frac{dN}{N}}{\frac{d\bar{d}_{q_growth}}{\bar{d}_q}} \quad \beta_{calc} = \frac{\frac{dN}{N}}{\frac{d\bar{d}_{q_calc}}{\bar{d}_q}}, \quad (4)$$

dann gilt:

$$\frac{1}{\beta} = \frac{1}{\beta_{growth}} + \frac{1}{\beta_{calc}} \quad (5)$$

β_{growth} repräsentiert die durch Wachstum ausgelöste Stammzahlabnahme und β_{calc} die Reaktion der Durchmesserverteilung darauf, die sich in der Mittelwertsverschiebung äußert. Sofern β_{growth} und β_{calc} das gleiche Vorzeichen haben, wird der Betrag von β stets kleiner sein als der kleinere der Beiträge seiner beiden Komponenten. Für β_{growth} sind nur negative Werte denkbar. Eine Durchmesserzunahme geht in Beständen, für die die Reineke-Regel gilt, immer mit einer Abnahme der Stammzahl einher. Je kleiner β_{growth} (je größer sein Betrag), desto stärker wird die von einer relativen Einheit Zuwachs ausgelöste relative Stammzahlabnahme ausfallen. Da bei Wachstum immer eine Stammzahlabnahme stattfinden wird, kann β_{calc} nicht den Wert 0 annehmen. Bei $\beta_{calc} < 0$ ist die rechnerische Verschiebung positiv, d.h. sie vergrößert den Mitteldurchmesser. Je stärker sich die Mortalität auf den linken Ast der Durchmesserverteilung konzentriert, d.h. je asymmetrischer sich die Absterbewahrscheinlichkeiten auf die schwachen Durchmesser verteilen, desto stärker wird dieser Effekt und desto kleiner wird der Betrag des negativen β_{calc} sein.

Ein bestimmter Wert von β , z.B. -1.6, lässt sich durch sehr verschiedene Kombinationen der beiden Komponenten erreichen, z.B. mit einem β_{growth} von -2.2 und einem β_{calc} von -5.9 (Beispiel 1) ebenso wie mit einem β_{growth} von -4 und einem β_{calc} von -2.7 (Beispiel 2). Im ersten Beispiel ist die durch Wachstum ausgelöste Stammzahlveränderung gering im Vergleich zu Beispiel 2. In Beispiel 1 ist daher nur eine relativ geringe rechnerische Verschiebung notwendig (angezeigt durch den großen Betrag von β_{calc}) um ein Gesamt- β von -1.6 zu erreichen. In Beispiel 2 löst Wachstum eine vergleichsweise starke Stammzahlabnahme aus, so dass erst eine starke rechnerische Verschiebung (kleiner Betrag von β_{calc}) wiederum zu $\beta = -1.6$ führt. Wenngleich die Konstanz von β im Zuge der Selbstdurchforstung als anerkanntes Faktum gilt, muss dies nicht notwendigerweise für seine beiden Komponenten gelten.

Denkbar, wenn auch unter mitteleuropäischen Verhältnissen nicht zu erwarten, ist $\beta_{calc} > 0$. In diesem Fall trüfe eine erhöhte Absterbewahrscheinlichkeit der stärkeren Durchmesser zu. Unter solchen Bedingungen, die im weiteren Text jedoch nicht diskutiert werden, würde die rechnerische Verschiebung den vom Wachstum herrührenden Durchmesservorschub sogar dämpfen.

Für den Fall, dass keine rechnerische Verschiebung stattfindet, ist der Betrag von β_{calc} unendlich groß. Unter diesen Umständen würden sich die Absterbewahrscheinlichkeiten unterschiedlicher Durchmesser ausgleichen. Im einfachsten Fall wäre die Absterbewahrscheinlichkeit eines Baumes im Bestand nicht mit dessen Durchmesser korreliert. Dann wäre die Entwicklung des Bestandesmitteldurchmessers mit dem reinen Durchmesserwachstum eines mittleren Individuums gleichzusetzen und $\beta = -2 = \beta_{growth}$ zu erwarten. Präziser entspräche die Erwartung für β und β_{growth} dann dem negativen Wert des Allometriekoeffizienten α für die Beziehung zwischen Blattbiomasse w_L und Stammdurchmesser d , $w_L = a \cdot d^\alpha$, der im Durchschnitt vieler Baumarten sehr nahe bei -2 liegt, aber artspezifisch deutlich schwanken kann (MARTIN et al. 1998, GROTE 2002). PRETZSCH und METTE (2008) nennen für α einen Wert von $1.840 +/- 0.047$ für die Fichte und $2.181 +/- 0.101$ für die Buche.

2. Material und Methoden

2.1 Daten

Diese Studie stützt sich auf die A-Grad-Flächen von acht langfristigen Fichtenversuchen des Bayerischen Ertragskundlichen Versuchswesens, namentlich der Versuche Sachsenried 002, 003, 067, 068, Denklingen 005, Ottobeuren 008, Eglharting 072, 073, die bei RÖHLE (1995) ausführlich dokumentiert sind. Die Bestände stocken auf Hochleistungsstandorten in Südbayern, wobei die Eglhartinger Flächen innerhalb der Gruppe die vergleichsweise schwächsten Standorte repräsentieren.

Verwendet wurden insgesamt 83 Aufnahmen aus dem Zeitraum 1903 bis 1990 bei Bestandesaltern von 41-143 Jahren (s. Tabelle 1). Wenngleich die Beobachtungen noch weiter zurückdatieren, konnten hier nur die Aufnahmen verwendet werden, bei denen der gesamte Bestand einzelbaumweise aufgenommen und dokumentiert wurde.

Tab. 1: Untersuchte A-Grad Flächen, Spannen von Mitteldurchmesser dg, Stammzahl N/ha, Alter, Anzahl der verwendeten Aufnahmen (n) und entsprechendes Zeitfenster (Aufnahmen).

Versuch	n	Aufnahmen	dg	N/ha	Alter
SAC 002	10	1908-1972	21.4-44.4	2108-472	58-122
SAC 003	9	1908-1965	18.9-42.0	2340-596	59-116
DEN 005	13	1908-1990	21.3-47.3	1824-508	61-143
OTT 008	8	1903-1956	19.9-40.9	2520-660	53-106
SAC 067	9	1929-1990	25.9-50.7	1424-458	70-131
SAC 068	10	1924-1990	23.6-45.3	1612-544	64-130
EGL 072	13	1911-1990	9.7-36.9	6232-632	41-120
EGL 073	11	1911-1983	16.5-36.9	2240-672	47-119

2.2 Periodenweise Berechnung von rechnerischer Verschiebung und Wachstum

Die rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers $\Delta \overline{d}_{a_{calc}}$ zwischen zwei Aufnahmezeitpunkten wurde ermittelt, indem zunächst der Mitteldurchmesser \overline{d}_{a_1} zum Aufnahmezeitpunkt 1, d.h. unter Einbeziehung aller zu diesem Zeitpunkt lebenden Bäume bestimmt wurde. In einem nächsten Schritt wurde der Mitteldurchmesser $\overline{d}_{a_1}^*$ für alle Bäume berechnet, die zum Aufnahmezeitpunkt 2 noch am Leben waren, jedoch unter Verwendung der zum Zeitpunkt 1 gemessenen Durchmesser. Somit ergibt sich die rechnerische Verschiebung als:

$$\Delta \overline{d}_{a_{calc}} = \overline{d}_{a_1}^* - \overline{d}_{a_1} \quad (6)$$

Das Wachstum des Mitteldurchmessers $\Delta \overline{d}_{a_{growth}}$ ergibt sich dann aus der Differenz zwischen dem Mitteldurchmesser aller zum Aufnahmezeitpunkt 2 lebenden Bäumen mit den zu diesem Zeitpunkt gemessenen Durchmessern \overline{d}_{a_2} und $\overline{d}_{a_1}^*$:

$$\Delta \overline{d}_{a_{growth}} = \overline{d}_{a_2} - \overline{d}_{a_1}^* \quad (7)$$

Diese Betrachtung bezieht das Wachstum notwendigerweise nur auf die überlebenden Bäume, da die Durchmesser der abgestorbenen Bäume zum Todeszeitpunkt nicht in den Daten dokumentiert sind. Kontrollrechnungen mit aus Durchmesser-Zuwachs-Regressionen geschätzten Zuwächsen zeigten jedoch, dass dies für die Ergebnisse der vorliegenden Studie nicht relevant ist.

2.3 Konstruktion getrennter Zuwachszeitreihen

Mit der periodenweisen Trennung von Wachstum und rechnerischer Verschiebung des Mitteldurchmessers kann der Durchmesservorschub wie in Abb 2. als eine Abfolge von Wachstums- und Verschiebungsbewegungen gedacht werden. Werden nicht die eigentlichen Durchmesserwerte sondern deren Logarithmen $\log(\bar{d}_q)$ verwendet, zeigen deren Differenzen den jeweils relativen Vorschub, der entweder durch Wachstum oder rechnerische Verschiebung erreicht wurde, an. Durch getrennte Aneinanderreihung dieser Logarithmdifferenzen ergeben sich isolierte Zeitreihen für die relativen Vorschübe durch rechnerische Verschiebung $\log(\bar{d}_q')$ bzw. Wachstum $\log(\bar{d}_q'')$ (s. Abb 2).

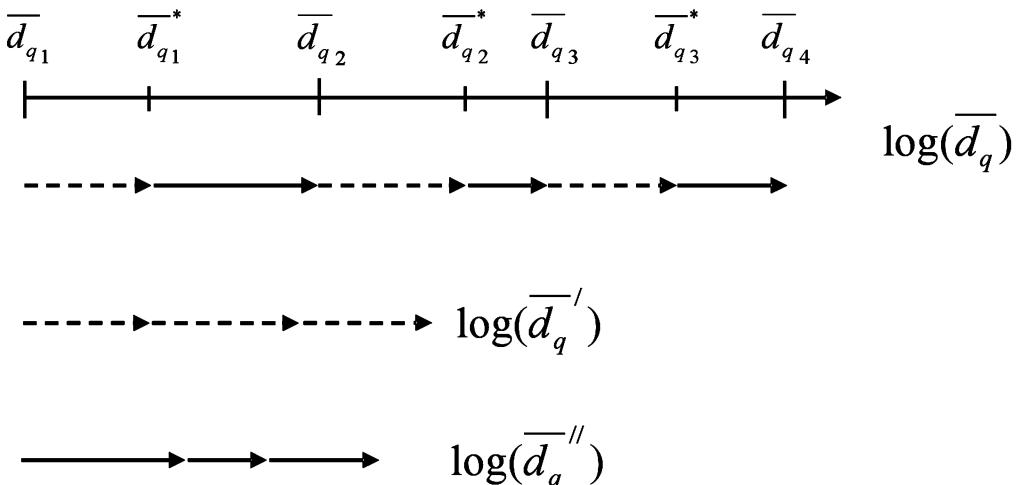


Abb. 2: Zur Konstruktion von isolierten Zeitreihen der rechnerischen Verschiebung $\log(\bar{d}_q')$ und des Wachstums des Mitteldurchmessers $\log(\bar{d}_q'')$ am Beispiel von vier aufeinander folgenden Aufnahmen (Erklärung s. Text).

3. Ergebnisse

Abb. 3 stellt den Verlauf der eigentlichen Reineke-Beziehung $\log N = f(\log(\bar{d}_q))$ getrennt nach Versuchen dar. Für alle Flächen zeigt sich der erwartete lineare Zusammenhang (vgl. PRETZSCH und BIBER 2005). Sehr viel überraschender ist jedoch das Bild, das entsteht, wenn die logarithmierte Stammzahl über der Zeitreihe der isolierten rechnerischen Verschiebung aufgetragen wird $\log N = f(\log(\bar{d}_q'))$ (Abb. 4). Durchweg für alle Flächen wird ein linearer Zusammenhang erkennbar, der noch straffer erscheint als die vollständige Reineke-Beziehung (Abb. 3). Die Unebenheiten, die bei Letzterer erkennbar sind, müssen sich umso stärker durchpausen, wenn die logarithmierte Stammzahl über der Zeitreihe des isolierten Wachstums $\log N = f(\log(\bar{d}_q''))$ (Abb. 5) dargestellt wird. Wenngleich dieser Zusammenhang für alle Flächen deutlich weniger straff erscheint als die Erstgenannten, folgt aus deren Linearität, dass auch hier ein lineares Muster zugrunde liegt.

Daraus folgt wiederum, dass nicht nur β , sondern auch β_{growth} und β_{calc} konstant sind und dass es sich nicht nur bei der Reineke-Regel, sondern auch bei ihren beiden Komponenten um allometrische Zusammenhänge handelt. Zusammenfassend gilt offensichtlich:

$$N = \gamma \cdot \bar{d}_q^\beta \quad \log(N) = \log(\gamma) + \beta \cdot \log(\bar{d}_q) \quad (8)$$

$$N = \gamma' \cdot \bar{d}_q'^{\beta calc} \quad \log(N) = \log(\gamma') + \beta_{calc} \cdot \log(\bar{d}_q') \quad (9)$$

$$N = \gamma'' \cdot \bar{d}_q''^{\beta growth} \quad \log(N) = \log(\gamma'') + \beta_{growth} \cdot \log(\bar{d}_q'') \quad (10)$$

Es folgt weiter, dass das Verhältnis von Wachstum und rechnerischer Verschiebung langfristig konstant ist:

$$\frac{d\bar{d}_q calc}{d\bar{d}_q growth} = \frac{\beta_{growth}}{\beta_{calc}} \quad (11)$$

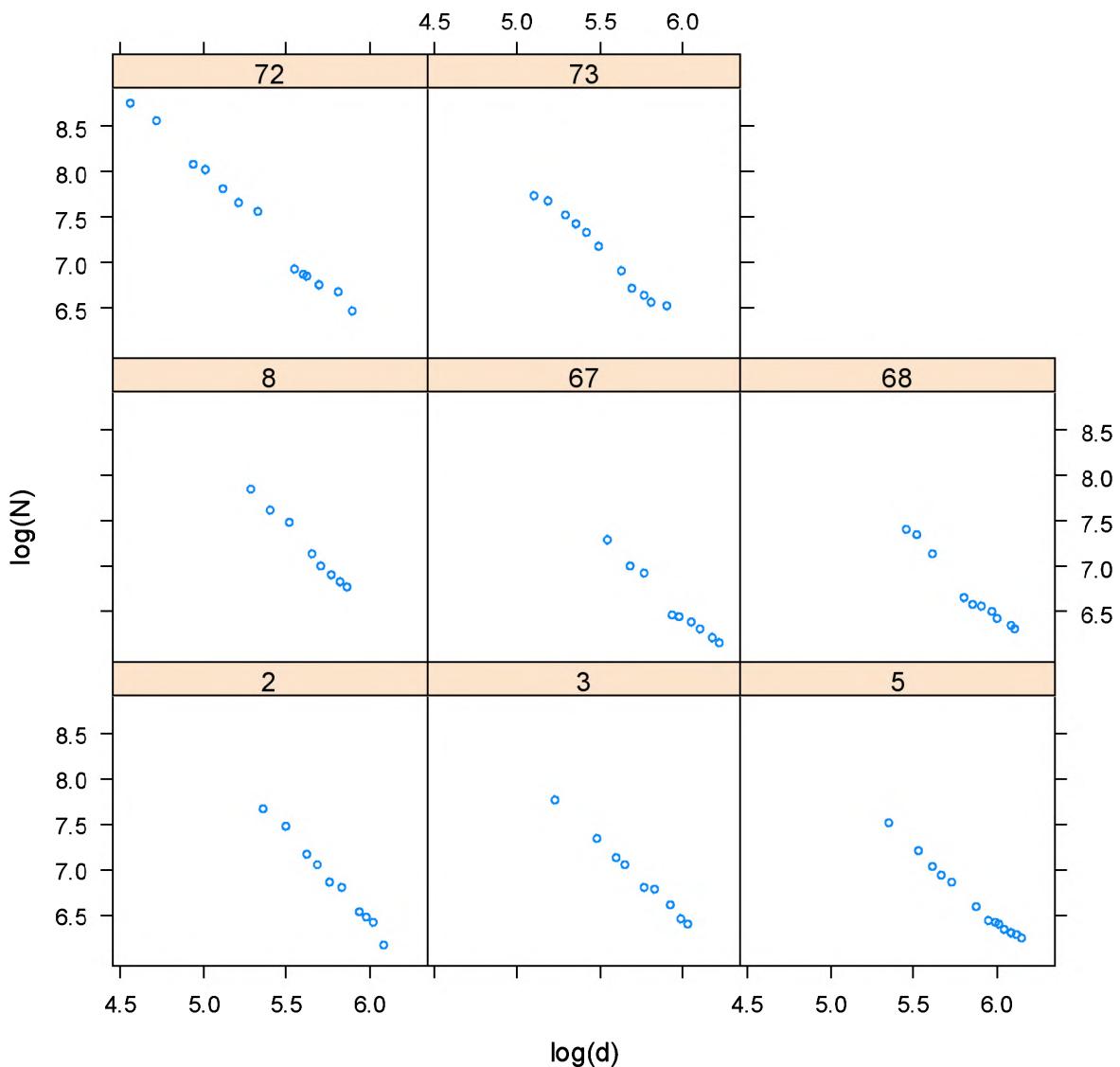


Abb. 3: Zusammenhang zwischen logarithmierter Stammzahl $\log(N)$ und den logarithmierten tatsächlichen Mitteldurchmessern $\log(d)$ für die untersuchten A-Grad Flächen. Die Nummern in den Querbalken beziehen sich auf die Versuchsnummern in Tabelle 1.

Wegen der Linearität aller drei Beziehungen kann auf jede von ihnen das folgende lineare gemischte Modell angewandt werden:

$$\ln(N_{ij}) = \log(\hat{\gamma}) + c_i + (\hat{\beta} + b_i) \cdot \ln(\bar{d}_{q_{ij}}) + \varepsilon_{ij} \quad (12)$$

Als Parameter geschätzt werden $\log(\hat{\gamma})$ und $\hat{\beta}$ entsprechend den α und β in den Gleichungen 8, 9, 10. c_i und b_i sind flächenspezifische Zufallseffekte auf Intercept und Steigung der Geraden, wobei $c_i \sim N(0; \tau_1^2)$, $b_i \sim N(0; \tau_2^2)$ gilt. Die Indizes i und j repräsentieren jeweils eine Fläche bzw. eine Beobachtungsperiode. ε_{ij} steht für die Residuen, für die zeitliche Autokorrelation berücksichtigt werden muss (vgl. PRETZSCH und BIBER 2005). Da die Zeitspannen zwischen den Aufnahmen variieren können, muss die Autokorrelation zeitkontinuierlich formuliert werden. Zwei alternative Methoden wurden in Betracht gezogen. Die erste ist eine Kovarianzstruktur, wie sie auch von GREGOIRE et al. (1995), PINHEIRO und BATES (2000) und FORTIN et al. (2007) vorgeschlagen wird:

$$\text{Cov}(\varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ij'}) = \sigma^2 \rho^{|t_j - t_{j'}|} \quad (13)$$

Dabei ist j' eine Aufnahme, die früher oder gleichzeitig mit j stattfindet, t sind die Zeitpunkte zum Ende der jeweiligen Beobachtungsperiode, σ^2 ist die Restvarianz und ρ ist ein Parameter, der die Stärke der Autokorrelation angeibt. Er wird im Zuge der Modellanpassung geschätzt.

Die andere Formulierung ist der räumlichen Statistik entlehnt. Sie geht davon aus, dass eine quadratisch rationale Funktion eine gute Beschreibung der Residuenkorrelation darstellt (ZUUR et al. 2009, PINHEIRO & BATES 2000). Wenn gilt $s = |\tau_j - \tau_{j'}|$, dann gilt weiter

$$\text{corr}(\varepsilon_i, \varepsilon_{i'}) = \begin{cases} (1 - c_0) \cdot \left[1 - \left(\frac{s}{\rho} \right)^2 \cdot \left(1 + \left(\frac{s}{\rho} \right)^2 \right)^{-1} \right] & s > 0 \\ 1 & s = 0 \end{cases} \quad (14)$$

Wobei ρ als *range* und c_0 als *nugget* bezeichnet wird. Beide werden bei der Anpassung des Modells geschätzt. Als Kriterium für die Auswahl von (13) oder (14) wurde das Akaike Informationskriterium verwendet (ZUUR et al. 2009). Die Tabellen 2 bis 4 zeigen die Ergebnisse der Modellanpassungen.

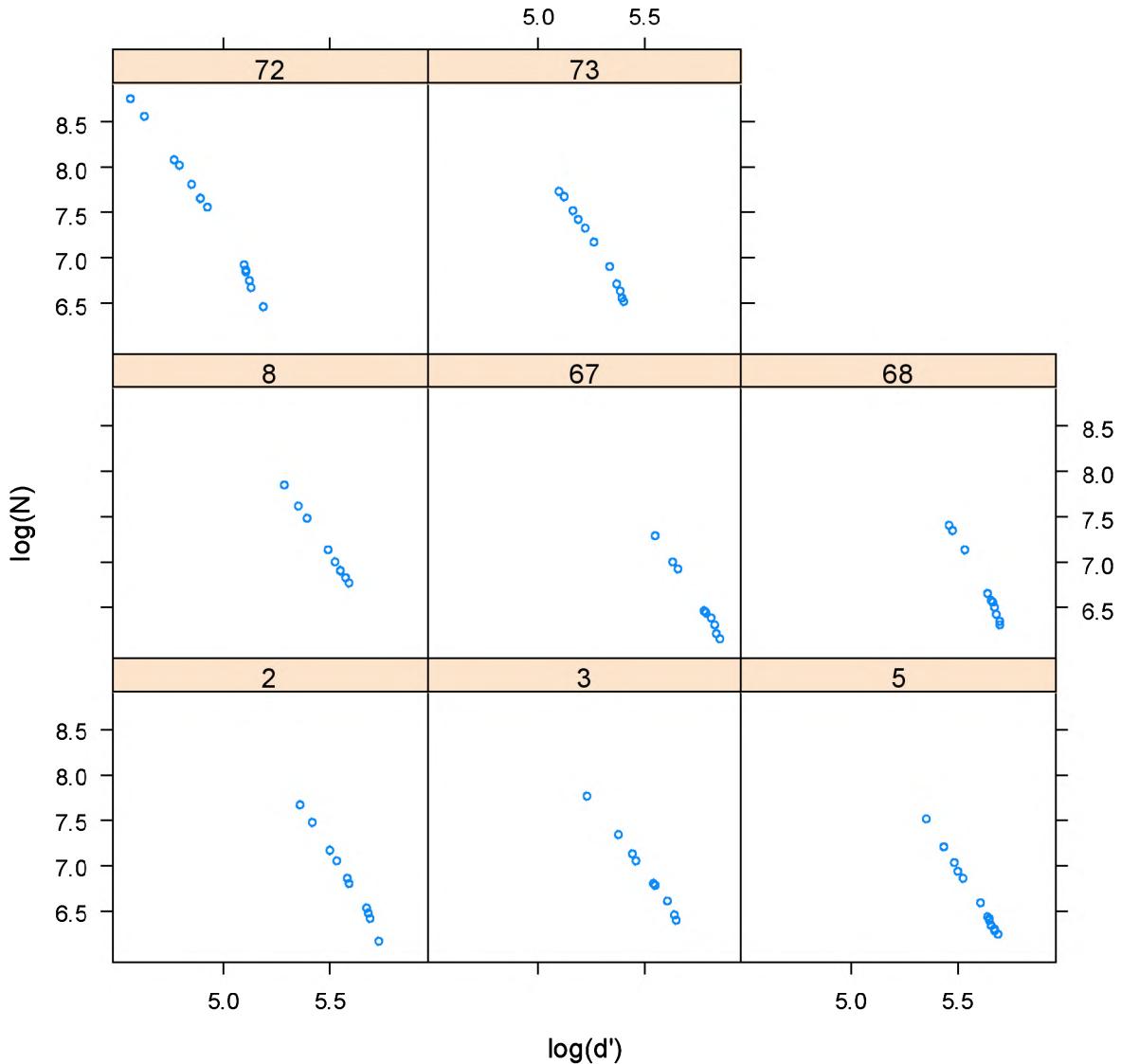


Abb. 4: Zusammenhang zwischen logarithmierter Stammzahl $\log(N)$ und der logarithmierten Durchmesserzeitreihe der rechnerischen Verschiebung $\log(d')$ für die untersuchten A-Grad Flächen. Die Nummern in den Querbalken beziehen sich auf die Versuchsnummern in Tabelle 1.

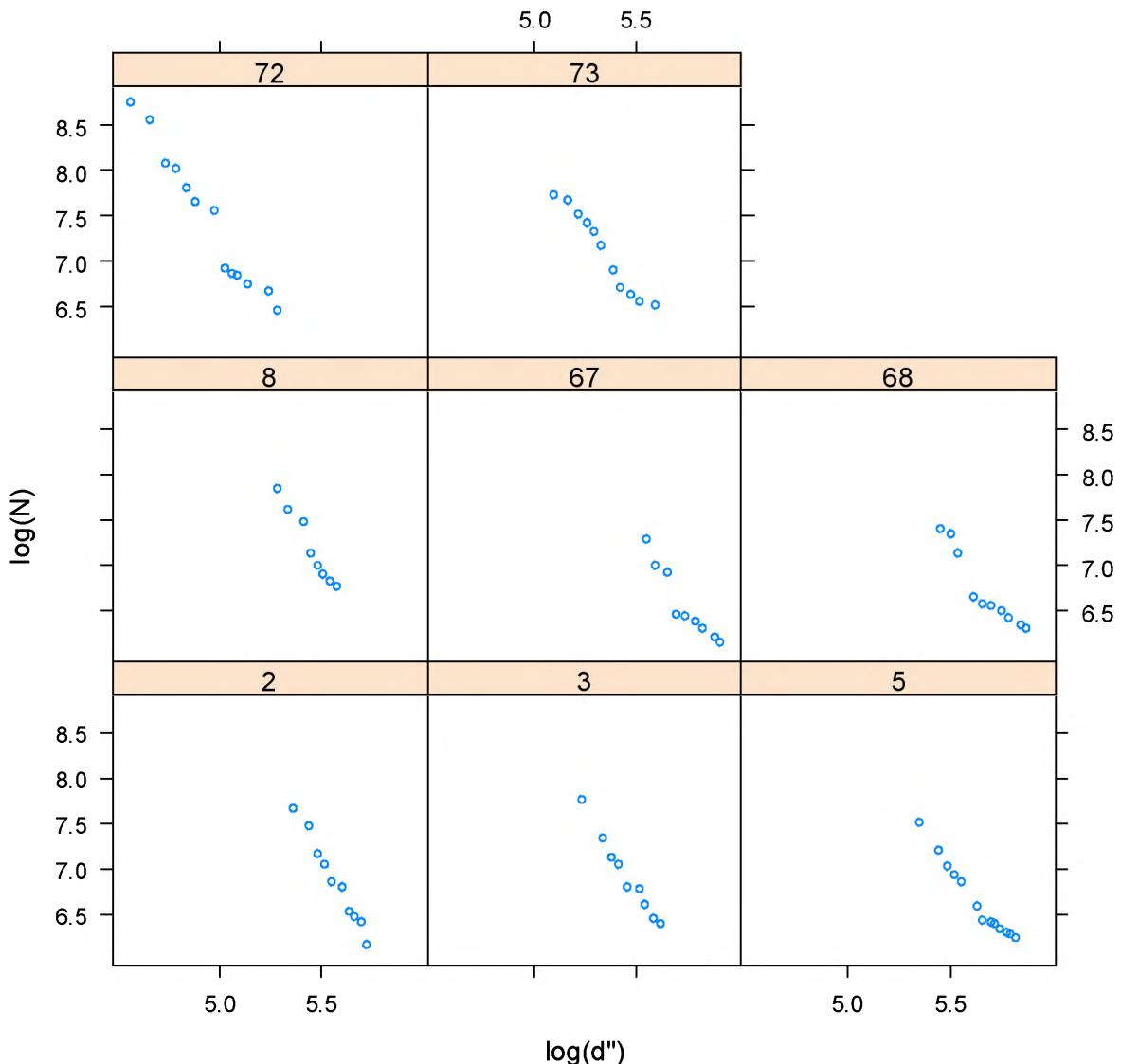


Abb. 5: Zusammenhang zwischen logarithmierter Stammzahl $\log(N)$ und der logarithmierten Durchmesserzeitreihe des reinen Wachstums $\log(d'')$ für die untersuchten A-Grad Flächen. Die Nummern in den Querbalken beziehen sich auf die Versuchsnummern in Tabelle 1.

Generell erweisen sich die Schätzungen der fixen Effekte als sehr stabil (geringe Standardfehler, hohe Signifikanz). Die flächenspezifischen Zufallseffekte sind bemerkenswert klein, besonders für β , β_{calc} und β_{growth} . Zeitliche Autokorrelation erweist sich als ausgesprochen bedeutsam. Im Zentrum der weiteren Betrachtung stehen jedoch die Schätzwerte für die Allometriekoeffizienten β , β_{calc} und β_{growth} .

Der Schätzer für Reinekes β ergibt sich mit $-1.761 \pm 2 \cdot 0.037$ (95%-Konfidenzintervall) (Tabelle 2). Das deckt sich gut mit dem von PRETZSCH und METTE (2008) angegebenen Wert für die Fichte (-1.744) überschneidet sich mit dem 95%-Konfidenzgrenzen, die PRETZSCH und BIBER (2005) für ihren Schätzwert von -1.664 (untere Grenze = -1.709, obere Grenze = -1.599). β_{calc} wird mit $-3.590 \pm 2 \cdot 0.060$ geschätzt (Tabelle 3) und der Schätzer für β_{growth} ist $-3.097 \pm 2 \cdot 0.146$. Bemerkenswert sind die kleinen Standardfehler, besonders für β und β_{calc} .

Wenden wir Gleichung 5 an, um β aus den Schätzwerten für β_{calc} und β_{growth} zu erhalten, ergibt sich

$$\beta = \frac{1}{\frac{1}{\beta_{growth}} + \frac{1}{\beta_{calc}}} = \frac{1}{\frac{1}{-3.097} + \frac{1}{-3.590}} = -1.663,$$

was eine Abweichung von weniger als 6% vom direkt erhaltenen Schätzwert (-1.761) anzeigt und die Konsistenz der Regressionsergebnisse bestätigt. Anwendung von Gleichung 11

$$\frac{\overline{d'd'_{calc}}}{\overline{d'd'_{growth}}} = \frac{\beta_{growth}}{\beta_{calc}} = \frac{-3.097}{-3.590} = 0.863$$

zeigt, dass die rechnerische Verschiebung sich auf lange Sicht konstant auf 86% des reinen Wachstums beläuft.

Tabelle 2: Anwendung des Modells von Gleichung (12) auf die log-lineare Formulierung von (8). Corr ist die Korrelation der Zufallseffekte, σ die Standardabweichung der Residuen.

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler	p
$\log(\hat{\gamma})$	16.9770	0.2121	$< 10^{-10}$
$\hat{\beta}$	-1.7613	0.0367	$< 10^{-10}$
Zufallseffekte			
$\tau_1 = 9.9009e-02$	$\tau_2 = 2.4723e-13$	Corr = 0.000	$\sigma = 6.8477e-02$
Parameter der Autokorrelation (Gleichung 13)			
$\rho = 0.9108$			

Tabelle 3: Anwendung des Modells von Gleichung (12) auf die log-lineare Formulierung von (9). Corr ist die Korrelation der Zufallseffekte, σ die Standardabweichung der Residuen.

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler	p
$\log(\hat{\gamma}')$	26.5275	0.4014	$< 10^{-10}$
$\hat{\beta}_{calc}$	-3.5904	0.0604	$< 10^{-10}$
Zufallseffekte			
$\tau_1 = 6.4799e-01$	$\tau_2 = 1.3605e-05$	Corr = 0.001	$\sigma = 9.9380e-02$
Parameter der Autokorrelation (Gleichung 14)			
$\rho = 40.0243$	$c_0 = 0.0138$		

Tabelle 4: Anwendung des Modells von Gleichung (12) auf die log-lineare Formulierung von (9). Corr ist die Korrelation der Zufallseffekte, σ die Standardabweichung der Residuen.

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler	p
$\log(\hat{\gamma}'')$	23.9179	0.8221	$< 10^{-10}$
$\hat{\beta}_{grow}$	-3.0966	0.1464	$< 10^{-10}$
Zufallseffekte			
$\tau_1 = 4.9914e-01$	$\tau_2 = 9.8681e-06$	Corr = 0.000	$\sigma = 1.4261e-01$
Parameter der Autokorrelation (Gleichung 13)			
$\rho = 0.9297$			

4. Diskussion

Es konnte gezeigt werden, dass aus der Reineke-Regel ein bemerkenswert einfacher Zusammenhang zwischen Wachstum und rechnerischer Verschiebung des Mitteldurchmessers von selbstdurchforsteten Beständen hergeleitet werden kann. Überraschenderweise legen die untersuchten Dauerbeobachtungsflächen nahe, dass nicht nur der Allometriexponent β der Reineke-Regel (Gleichung 1), sondern auch seine Komponenten β_{grow} und β_{calc} konstant sind. Das bedeutet, dass die Stammzahlabnahme bezogen auf das reine Durchmesserwachstum sowie auf die reine rechnerische Verschiebung in beiden Fällen zu einem allometrischen Zusammenhang führt. Dass dieser für die rechnerische Verschiebung noch straffer ausfällt als für das Wachstum, ist ebenfalls ein nicht selbstverständlicher Befund.

Die Einfachheit der gefundenen Zusammenhänge deutet darauf hin, dass sich unter Selbstdurchforstung Durchmesserverteilungen ausformen, deren Balance zwischen Wachstum und Mortalität sich im Zuge der Bestandesentwicklung nicht verändert, also im Stangenholz genau so ausfällt wie im starken Baumholz. Es erscheint lohnend zu untersuchen, welche Eigenschaften Durchmesserverteilungen haben müssen um dieser Bedingung zu genügen.

Der Schätzwert von β_{grow} liegt auffallend nahe bei der ganzen Zahl -3, allerdings wäre eine tiefer gehende biologische Interpretation dieses Wertes an dieser Stelle verfrüht. Erwartungsgemäß fällt er jedoch signifikant kleiner als der negative Allometriekoeffizient der Blattmasse/Durchmesser-Allometrie (mit -2 als allgemein angenommener Wert nach MARTIN et al. bzw. -1.840: artspezifischer Wert der Fichte nach PRETZSCH und METTE 2008) aus, der als Grenzwert für den Fall aufgefasst werden kann, dass keine rechnerische Verschiebung auftritt, also die Absterbewahrscheinlichkeit unabhängig von der Baumdimension ist. Die aufgefundenen Schätzwerte von $\beta_{grow} = -3.1$ und $\beta_{calc} = -3.6$ sind so zu deuten, dass ein Durchmesserzuwachs von 1% eine Stammzahlabnahme um 3.1% auslöst. Die dadurch entstehende prozentuale rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers entspricht einem 3.6tel der prozentualen Stammzahlabnahme. Im Fall der untersuchten

Bestände treten daher rechnerische Verschiebung und Wachstum relativ gleichgewichtig auf, der gesamte Durchmesservorschub entspricht etwa dem 1.86fachen des reinen Wachstums.

Es stellt sich die Frage nach der Verallgemeinerbarkeit der vorgestellten Ergebnisse, speziell der Schätzwerte von β , β_{growth} und β_{calc} . Einschränkend ist zu sagen, dass nur Fichtenbestände untersucht wurden, die zudem auf Hochleistungsstandorten stocken. Eine Übertragbarkeit auf Fichtenbestände ähnlicher Standorte erscheint aber angesichts der ausgesprochen kleinen Standardabweichungen der flächenspezifischen Zufallseffekte (τ_2 in den Tabellen 2, 3, 4) sicher gegeben. PRETZSCH und BIBER 2010 können zeigen, dass je nachdem, ob auf einem Standort Licht oder bodengebundene Ressourcen limitierend sind, die Konkurrenz der Bäume unterschiedlich wirkt und zu ungleichmäßigeren bzw. gleichmäßigeren Zuwachsverteilungen führt. Wenn sich unterschiedliche Limitierung in ähnlicher Weise auf die Verteilung der Mortalität auf die Bäume in einem Bestand auswirkt, sind innerhalb einer Baumart standörtlich unterschiedliche Kombinationen von β_{growth} und β_{calc} denkbar.

Was die Übertragbarkeit auf weitere Baumarten betrifft, kann zunächst die Hypothese aufgestellt werden, dass auch dort die an immerhin acht langfristig beobachteten Flächen gezeigte Linearität beider Komponenten der Reineke-Regel gilt. Eine weitere Hypothese ergibt sich auf der Basis des Begriffs der Selbstdtoleranz (ZEIDE 1985), die am Betrag von β gemessen wird. Je größer dieser ist, d.h. je steiler die Reineke-Beziehung, als desto selbstdtoleranter gilt die jeweilige Baumart, da eine bestimmte Durchmesserzunahme von einer hohen Stammzahlabnahme begleitet wird. Es ist anzunehmen, dass Unterschiede in der Selbstdtoleranz sich auch in unterschiedlichen Ausprägungen von β_{growth} und β_{calc} niederschlagen, die durch Gleichung (5) angezeigten Spielräume zur Erreichung eines gegebenen β also unterschiedlich ausgefüllt werden. Vergleichende Untersuchungen mit Buche, Kiefer und Eiche deren Selbstdtoleranz nach PRETZSCH und BIBER (2005) in dieser Reihung zunimmt, sind geplant.

Wenn, ebenso wie für β , arttypische oder auch näherungsweise artübergreifend gültige Werte für β_{growth} und β_{calc} gefunden werden können, dann sind die Gleichungen (5) und (11) als Grenzbeziehungen in Waldwachstumsmodellen einsetzbar.

Literaturverzeichnis

- ENQUIST BJ, BROWN JH, WEST GB (1998) Allometric scaling of plant energetics and population density. *Nature* 395:163–165
- ENQUIST BJ, WEST GB, CHARNOV EL, BROWN JH (1999) Allometric scaling of production and life-history variation in vascular plants. *Nature* 401:907–911
- ENQUIST BJ, NIKLAS KJ (2001) Invariant scaling relations across treedominated communities. *Nature* 410:655–660
- FORTIN M, DAIGLE G, UNG CJ, BÉGIN J, AND L ARCHAMBAULT (2007) A variance-covariance structure to take into account repeated measurements and heteroscedasticity in growth modelling. *Eur J Forest Res* 126:573–585
- GREGOIRE TG, SCHABENBERGER O AND BARRETT JP (1995) Linear Modelling of irregularly spaced, unbalanced, longitudinal data from permanent-plot measurements. *Canadian Journal of Forest Research* 25: 137–156
- GROTE R (2002) Foliage and branch biomass estimation of coniferous and deciduous tree species. *Silva Fenn* 36(4):779–788
- MARTIN JG, KLOEPPEL BD, SCHAEFER TL, KIMBLER DL, McNULTY SG (1998) Aboveground biomass and nitrogen allocation of ten deciduous southern Appalachian tree species. *Can J For Res* 28:1648–1659
- PINHEIRO JC, BATES DM, 2000. Mixed-effects models in S and S-Plus. Springer Verlag New York, 528p
- PRETZSCH H, BIBER P (2010) Size-symmetric versus size-asymmetric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in Central Europe. *Can. J. For. Res.* 40: 370-384
- PRETZSCH H, BIBER P (2005) A re-evaluation of Reineke's rule and stand density index. *For Sci* 51:304–320
- PRETZSCH H, METTE T (2008) Linking stand-level self-thinning allometry to the tree-level leaf biomass allometry. *Trees* (22): 611–622
- REINEKE LH (1933) Perfecting a stand-density index for even-aged forests. *J Agric Res* 46:627–638
- RÖHLE H (1995) Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. *Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns* 48: 272
- WEST GB, BROWN JH, ENQUIST BJ (1997) A general model for the origin of allometric scaling in biology. *Science* 276:122–126
- WEST GB, BROWN JH, ENQUIST BJ (1999) A general model for the structure and allometry of plant vascular systems. *Nature* 400:664–667
- ZEIDE B (1985) Tolerance and self-tolerance of trees. *For. Ecol. Manage.* 13: 149-166
- ZEIDE B (1987) Analysis of the 3/2 power law of self-thinning. *For Sci* 33:517–537
- ZUUR AF, IENO E, WALKER NJ, SAVELIEV A, SMITH GM (2009) Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R. Springer Science, 574 p

Zusammenhang zwischen mittlerem Bestandsdurchmesser und Mortalität in Waldbeständen

Enno Uhl

Technische Universität München, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising

Zusammenfassung

Die Verteilung der verfügbaren Ressourcen eines Standorts auf die einzelnen Bestandsglieder folgt einem großen- und konkurrenzbedingtem Schlüssel. Je nach Standortqualität variiert dabei das Verteilungsmuster. Eine standort- und großenbedingte Ressourcenaufnahme dürfte sich auch in der natürlichen Mortalität innerhalb von Beständen niederschlagen. Um sich der Fragestellung zu nähern, wurde in vorliegendem Beitrag als erster Schritt die Abstände zwischen den Mitteldurchmessern des mortalen Kollektivs und des Gesamtbestands pro Versuchsfächeraufnahme für eine Anzahl von undurchforsteten langfristigen Versuchsflächen zur Baumart Fichte untersucht. Die Ergebnisse zeigen eine deutliche Altersabhängigkeit des Abstands. Der absolute Abstand nimmt mit zunehmendem Mitteldurchmesser des Bestands immer weiter zu, der auf den Mitteldurchmesser normierte Abstand wird jedoch immer kleiner. Tendenziell beeinflusst der Standort dabei den Abstand. Sowohl die absolute, wie auch die relative Distanz steigen mit zunehmender Standortgüte. So scheinen schwache Bäume auf armen Standorten eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit zu haben. Wohingegen auf besseren Standorten unsterbliche Individuen bereits früher ausfallen.

Einleitung

Der Zuwachs in Waldbeständen wird im Allgemeinen durch das Resourcenangebot (Wasser, Nährstoffe, Licht) determiniert und ist damit standortsabhängig. Die verfügbaren Ressourcen werden auf Individualebene dabei nicht gleichmäßig, sondern nach einem großen- und konkurrenzbedingten Schlüssel verteilt. Gemessen an der Größen-Zuwachs-Relation spannt sich ein Kontinuum von vollständig symmetrischer Verteilung bis hin zu großen-asymmetrischer Verteilung des Zuwachs innerhalb von Waldbeständen auf (SCHWINNING und WEINER, 1998). Im ersten Fall erhalten Pflanzen unabhängig von ihrer Größe die gleiche Menge an Ressourcen, im letzteren Fall konzentrieren die großenüberlegenen Pflanzen die Ressourcen auf sich. Da Ressourcenangebot und -aufnahme schwer zu erfassen sind, kann der Zuwachs als Proxivariable genutzt werden. PRETZSCH (2010) konnte in einer Untersuchung, die auf Daten langfristig beobachteter Versuchsflächen beruht, nachweisen, dass auch diese großenabhängige Zuwachsverteilung standortsabhängig ist. So tendieren Bestände auf gut versorgten Böden zu einer großen-asymmetrischen Zuwachsverteilung, auf limitierten Standorten hingegen zeigt sich eine eher großen-symmetrische Zuwachsverteilung. Als Maßstab diente dabei die Steigung der Durchmesser-Zuwachsgeraden. Abbildung 1 zeigt den Geradenverlauf in Abhängigkeit der Oberhöhenbonität für die Baumart Fichte. Um den Schnittpunkt der jeweiligen Geraden mit der Abszisse tendiert der individuelle Zuwachs gegen null.

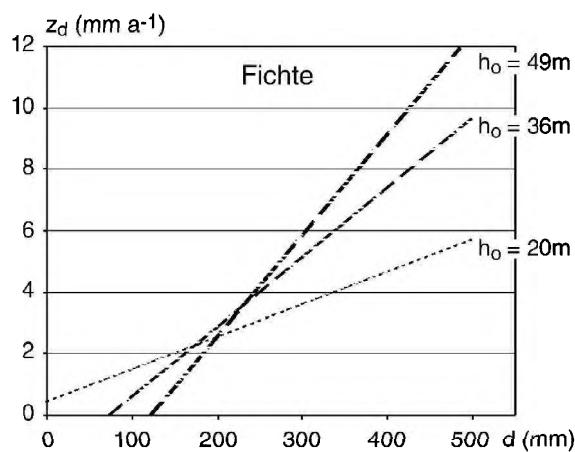


Abb. 1: Standortabhängige Durchmesser-Zuwachs-Beziehung für die Baumart Fichte auf bayerischen Standorten (aus PRETZSCH, 2010)

Der Bereich nahe dem Schnittpunkt markiert den Zustand geringer Ressourcenzufuhr und natürlicher, konkurrenzbedingter Mortalität. Die unterschiedliche Lage des Schnittpunkts auf der Abszisse sowie die standortsabhängige Steigung der Durchmesser-Zuwachsgeraden dürfen auch im Bezug auf die Mortalitätsverteilung innerhalb eines Bestandes standortbezogene Unterschiede erwarten lassen.

Der vorliegende Beitrag befasst sich in diesem Zusammenhang mit der Analyse des periodenbezogenen mortalen Bestandskollektiv. In erster Linie wird über die Betrachtung von grundflächenbezogenen Mittelwerten ein Vergleich mit dem Gesamtbestand vollzogen. Die Studie wird von der Fragestellung geleitet, ob sich standortbedingte Zuwachsverteilungen auch in der Mortalität niederschlagen. Dies würde bedeuten, dass auch das Selbstdifferenzierungspotenzial von Beständen standortbedingt differiert.

Material und Methoden

Die Untersuchung stützt sich auf Daten von 15 Versuchsflächen des langfristigen ertragskundlichen Versuchsflächennetzes Bayerns zur Baumart Fichte. Einbezogen wurden dabei nur unbehandelte Parzellen und A-Grad-Flächen, auf denen die natürliche Entwicklung nahezu ungestört abläuft. Insgesamt wurden 27 Parzellen mit einem Altersrahmen von 11 bis 143 Jahren betrachtet. 137 einzelne Aufnahmen gingen in die Untersuchung ein (siehe Tabelle 1).

Tab. 1: Untersuchte Versuchssparzellen mit Anzahl Aufnahmen (n), entsprechendem Zeitfenster (Aufnahmen) sowie Mitteldurchmesser (dg) in cm

Versuch	Parzelle	n	Aufnahmen	dg
SAC 002	1	8	1908 - 1957	21,4 - 40,1
SAC 003	1	6	1908 - 1951	18,9 - 37,7
DEN 005	1	11	1908 - 1990	21,3 - 47,3
SAC 067	1	7	1924 - 1985	24,6 - 48,7
SAC 068	1	6	1929 - 1978	25,1 - 42,2
EGL 072	1	12	1911 - 1990	9,7 - 36,9
EGL 073	1	9	1911 - 1970	16,5 - 33,7
SAC 602	1	5	1982 - 2008	7,9 - 20,9
ZUS 603	1	6	1974 - 2005	2,8 - 17,3
ZUS 603	2	7	1974 - 2005	2,7 - 15,0
ZUS 603	3	5	1974 - 2005	3,3 - 16,0
EUR 605	7	3	1997 - 2007	23,9 - 27,7
EUR 605	8	3	1997 - 2007	24,6 - 28,0
DEN 606	3	4	1994 - 2008	14,3 - 21,5
DEN 606	4	4	1884 - 2008	14,1 - 21,5
SAC 607	3	6	1982 - 2006	8,7 - 20,4
SAC 607	10	6	1982 - 2006	9,7 - 22,2
FFB 612	7	3	1996 - 2006	15,7 - 20,1
FFB 612	19	4	1991 - 2006	12,4 - 19,1
WBU 613	2	5	1974 - 2002	13,9 - 30,5
WBU 613	4	5	1974 - 2002	10,6 - 26,3
WBU 613	7	5	1976 - 2002	10,8 - 28,8
VOH 622	1	2	1997 - 2007	15,8 - 23,3
VOH 622	2	3	1993 - 2002	7,9 - 12,2
VOH 622	3	3	1993 - 2007	9,6 - 17,4

Die Standortgüte der einzelnen Parzellen wurde über die Oberhöhe bestimmt. Mit Hilfe des Bonitätsfachers der vorläufigen Ertragstafeln nach ASSMANN und FRANZ (1967) wurde für jede Aufnahmeperiode aus Alter und Oberhöhe die jeweilige Oberhöhenbonität im Alter 100 ermittelt. Um entwicklungsbedingte Höhenschwankungen auszugleichen, wurde schließlich ein mit der Periodenlänge gewichtetes Mittel der Oberhöhe berechnet. Die untersuchten Tabellen spannen ein Leistungsspektrum von 32 m bis 43 m Oberhöhe auf.

Betrachtet wurden pro Parzelle für jeden Aufnahmezeitpunkt die beiden Kollektive "mortal" und "Gesamtbestand". Ersteres umfasst alle Bäume, die innerhalb der Beobachtungsperiode natürlich abgestorben waren. Nicht enthalten sind dabei Bäume, die aufgrund biotischer (z.B. Käfer) oder abiotischer (z.B. Windwurf) Faktoren ausgefallen waren, die lediglich vereinzelt auf den Flächen auftraten. Der Gesamtbestand umfasst alle Bäume, die am Ende der Beobachtungsperiode notiert wurden. Dazu gehören auch die in der Periode konkurrenzbedingt mortalen Bäume sowie aufgrund biotischer und abiotischer Schädigung ausgefallener Bäume.

Aus den Einzelbaumdaten der einzelnen Perioden wurden für die beiden Kollektive der Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (dg), die dazugehörigen Standardabweichungen und Variationskoeffizienten sowie die Spannweite aus minimalen und maximalen Durchmesser berechnet.

Als wesentlicher Parameter zur Beurteilung der Lage der beiden Kollektive zueinander wurde in der vorliegenden Studie der jeweilige dg herangezogen. Pro Aufnahmejahr wurde deshalb aus den jeweiligen Mittelwerten zum einen der absolute Abstand (abs.ddif) aus der Differenz von dg_{Bestand} und dg_{mortal} berechnet. Zum anderen wurden durch Division des absoluten Abstands durch den dg_{Bestand} ein relativer, auf den Gesamtbestand normierter Abstand der Mittendurchmesser (rel.ddif) ermittelt.

Ergebnisse

Die untersuchten Aufnahmeperioden zeigen unabhängig vom Standort einen Altersgradienten bezüglich des Abstands zwischen den grundflächenbezogenen Mitteldurchmessern des mortalen und des Gesamtkollektivs (Abbildung 2, links). Das heißt, mit zunehmendem physiologischen Alter, hier repräsentiert durch den Durchmesser des Grundflächenmittelstamms des Gesamtkollektivs, nimmt der absolute Abstand zu (Pearson'scher Korrelationskoeffizient $r = 0,81$). Es wird also immer näher am "unteren Ende" gestorben. Der lineare Ausgleich

$$\text{abs. ddif} = \beta_0 + \beta_1 (\text{dg}_{\text{Bestand}})$$

(1)

zeigt einen höchst signifikanten Einfluß des $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ auf den absoluten Durchmesserabstand ($p < 0,001$, $R^2 = 0,65$).

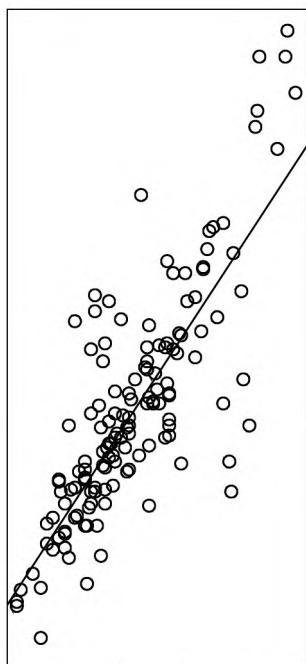


Abb. 2: Absoluter Abstand zwischen $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ und $\text{dg}_{\text{mortal}}$ bezogen auf $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ (links), relativer Abstand zwischen $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ und $\text{dg}_{\text{mortal}}$ bezogen auf $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ (rechts)

Der relative Abstand zwischen den Mittendurchmessern nimmt mit zunehmendem Entwicklungsstand des Bestandes ab und nähert sich einem gleichbleibendem Niveau. Das lineare Modell, bei dem der $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ als Kehrwert eingeht,

$$\text{rel. ddif} = \beta_0 + \beta_1 (1 / \text{dg}_{\text{Bestand}}) \quad (2)$$

repräsentiert die beste regressive Anpassung für die Punkteverteilung. Die Signifikanz liegt bei ($p < 0,001$) mit allerdings niedrigem Bestimmtheitsmaß ($R^2 = 0,12$).

Zur Analyse des Standorteffekts auf die Mortalitätsaussprägung wurde die Oberhöhe (HO) als erklärende Variable in die Modelle aufgenommen. Da innerhalb der Klassen mehrere Aufnahmen einer Parzelle vorhanden waren, wurden zufallsbedingte Effekte auf Parzellenebene bei der Analyse berücksichtigt. Die verwendeten gemischten linearen Modelle für den absoluten und relativen Abstand lauten:

$$\text{abs. ddif} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 (\text{HO}) + \beta_2 (\text{dg}_{\text{Bestand}}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

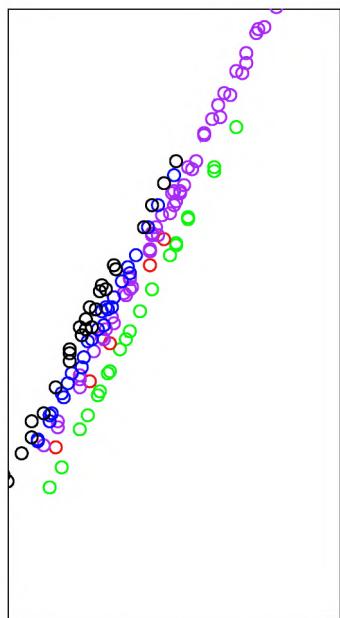
$$\text{rel. ddif} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 (\text{HO}) + \beta_2 (\text{dg}_{\text{Bestand}}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Sie berücksichtigen den Alterstrend (Proxy $\text{dg}_{\text{Bestand}}$) und die Bonität (HO) als unabhängige Variablen sowie die zufälligen Effekte auf den Intercept auf Parzellenebene (b_{0i}). Im Falle des abs.ddif erreicht die Schätzung der fixen Effekte für die Bonität gerade nicht das Signifikanzniveau von 5% (Tabelle 2). Tendenziell scheint jedoch die Standortgüte den absoluten Abstand zwischen $\text{dg}_{\text{Bestand}}$ und $\text{dg}_{\text{mortal}}$ zu beeinflussen.

Tab. 2: Ergebnisse der Modellanwendung (3)

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler	p
Intercept	-86,39405	50,7652	0,0916
HO	2,54149	1,29219	0,0614
$dg_{(Bestand)}$	0,35021	0,02474	0

Die Darstellung (Abbildung 3, links) verdeutlicht den Effekt graphisch. Dazu wurden die einzelnen Parzellen nach der Oberhöhe stratifiziert. Das vorhandene Material wurde in fünf Bonitätsklassen von < 34 m bis > 40 m Oberhöhe mit einem Intervallabstand von jeweils 2 m eingeteilt. Für jede Bonitätsklasse wurden in Abbildung 3 nun lediglich die vorhergesagten Werte aufgetragen. Mit zunehmender Standortgüte (dunklere Farben) nimmt bei gleichem $dg_{Bestand}$ der absolute Abstand zu $dg_{Bestand}$ und dg_{mortal} weichen auseinander.

**Abb. 3:** Verlauf der aus Modell (3), links und Modell (4), rechts gefitteten Werte, stratifiziert nach der Oberhöhenbonität der Versuchsparzellen. Grün: HO < 34, rot: 34 <= HO < 36, lila 36 <= HO < 38, blau: 38 <= HO < 40, schwarz: HO >= 40.

Auch die Modellergebnisse für den relativen Abstand zeigen einen ähnlichen Trend (Tabelle 3 und Abbildung 3, rechts). Die Standortgüte führt zu einem Auffächern der Kurvenverläufe. Mit zunehmender Standortqualität nimmt der relative Abstand bei gleichem $dg_{Bestand}$ zu. Das heißt, dass auf schlechteren Standorten die natürliche Mortalität näher am durchschnittlichen Bestandsdurchmesser stattfindet als auf guten Standorten.

Tab. 3: Ergebnisse der Modellanwendung (4)

Fixe Effekte	Schätzwert	Standardfehler	p
Intercept	-0,151836	0,2886741	0,5999
HO	0,013705	0,0075832	0,0838
$dg_{(Bestand)}$	8,51432	1,8842985	0

Diskussion

Der vorliegende Beitrag befasste sich mit der Analyse der natürlichen, konkurrenzbedingten Mortalität in undurchforsteten Beständen. Untersucht wurde der Zusammenhang zwischen den grundflächenbezogenen Mitteldurchmessern der Kollektive aus mortalen Bäumen und Gesamtbestand für die Baumart Fichte. Diese wurden jeweils pro Aufnahmeperiode verglichen. Insgesamt wurden zwei Aspekte beleuchtet. Zum einen zeigt die Entwicklung des Abstands zwischen den Mitteldurchmessern eine Altersabhängigkeit. Mit zunehmendem Alter nimmt die absolute Differenz linear zu. Je weiter der Bestand in seiner Entwicklung fortgeschritten ist, desto größer wird die Diskrepanz zwischen dem mittleren Durchmesser der absterbenden Bäume und dem des Gesamtbestandes. Gleichzeitig nimmt der relative Abstand zwischen den entsprechenden Durchmessern negativ exponentiell ab und nähert sich einem konstanten Niveau an. Ab einem bestimmten Entwicklungsstadium sterben demnach Bäume in un behandelten Beständen in einem Bereich ab, dessen Mitteldurchmesser annähernd im gleichen Verhältnis zum erreichten Gesamtdurchmesser bleibt. Auch die Selbstdurchforstungsregel von REINECKE (1933) beschreibt einen ähnlichen Trend der Bestandsentwicklung, indem sie postuliert, dass die Individuenzahl eines Bestandes mit Zunahme des Mitteldurchmessers um 1 % im Allgemeinen um 1,605 % abnimmt.

Standorteffekte auf die Ausprägung der Distanz zwischen den Mitteldurchmessern des mortalen Kollektivs und des Gesamtbestandes konnten tendenziell aufgedeckt werden, wenngleich nicht mit statistischer Signifikanz. Mit zunehmender Standortgüte steigt sowohl der absolute, als auch der relative Abstand zwischen den Mitteldurchmessern der betrachteten Kollektive. So scheinen schwache Bäume auf armen Standorten eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit zu haben. Wohingegen auf besseren Standorten unsterdige Individuen bereits früher ausfallen. Allerdings decken die einbezogenen Versuchsflächen lediglich einen Teil des möglichen Oberhöhenrahmens für die Fichte ab, da die bayerischen Fichtenversuchsflächen tendenziell auf besseren Standorten stocken. Eine Ergänzung des Datenmaterials um schwachwüchsige Standorte ist angeraten.

Die Untersuchung beschränkte sich auf die Analyse von Mitteldurchmessern und konzentrierte sich auf die Baumart Fichte. Sie wird in der Form weitergeführt, dass sowohl weitere Baumarten einbezogen werden als auch zusätzliche Verteilungsparameter der Kollektive analysiert werden sollen. So erscheint die Einbeziehung beispielsweise der jeweiligen Streubreite der Mitteldurchmesser sinnvoll. Dadurch werden Aussagen darüber ermöglicht, in welchem Spektrum der Durchmesserverteilung eines Bestandes jeweils Bäume in Abhängigkeit der insgesamt zur Verfügung stehenden Ressourcen konkurrenzbedingt absterben. Gleichzeitig soll die Beziehung zwischen Mortalität und der Durchmesser-Zuwachs-Beziehung (PRETZSCH, 2010) analysiert werden. Die in diesem Heft durch BIBER (2010) angesprochene Aufsplittung des periodenbezogenen Durchmesservorschubs in eine wachstums- und eine mortalitätsbedingte Komponente könnte standortbezogen verfeinert quantifiziert werden. Für die forstliche Praxis erlangen die Ergebnisse insofern praktische Relevanz, als dass bei der Entwicklung von baumartenspezifischen Pflegekonzepten, die auf strukturierte Bestände abzielen, Standorteffekte bei der Bestandsentwicklung berücksichtigt werden müssen. Die unterschiedliche, standortabhängige Ausprägung des Selbstdifferenzierungspotenzials von Beständen kann differenziertes Eingreifen in die Durchmesserverteilung des Bestandes erforderlich machen, um das entsprechende Pflegeziel zu erreichen. Auch vor dem Hintergrund erscheint der Befund an Bedeutung zu erlangen, wenn sich aufgrund klimabedingter Standortveränderung Ressourcenverteilungsschlüssel ändern und die Entwicklung der Bestandstruktur beeinflussen.

Literaturverzeichnis

- BIBER, P. (2010): Wachstum und rechnerische Verschiebung des Mitteldurchmessers in selbstdurchforsteten Beständen. Tagungsband der Sektion Ertragskunde des DVFFA
- PRETZSCH, H. (2010): Zur Verteilung des Zuwachses zwischen den Bäumen eines Bestandes und Abhängigkeit des Verteilungsschlüssels von den Standortbedingungen, Allg. Forst- u. J.-Ztg., 181. Jg., 1/2
- PRETZSCH, H., BIBER, P. (2010): Size-symmetric versus size-asymmetric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in Central Europe. Can. J. For. Res. 40: 370-384
- REINEKE, L.H. 1933. Perfecting a stand-density index for evenaged forests. Journal of Agricultural Research 46:627-638.
- SCHWINNING, S. UND WEINER, J. (1998): Mechanisms determining the degree of size asymmetry in competition among plants. Oecologia 113: 447–455