

#### DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN

#### Sektion Ertragskunde

# 2016 Tagungsbericht



# Jahrestagung 09. - 11.05.2016 Lyss/Kanton Bern

Schweiz

I

## **DEUTSCHER VERBAND**

## FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN



# Sektion Ertragskunde

**Tagungsband 2016** 

Jahrestagung 09. – 11. 05. 2016 Lyss/Kanton Bern Schweiz

Beiträge zur Jahrestagung 2016

Herausgeber: Prof. Dr. Ulrich Kohnle

Dr. Joachim Klädtke

Obleute der Sektion Ertragskunde

Forstliche Versuchsanstalt Baden-Württemberg

Abteilung Waldwachstum

Wonnhaldestr. 4

79100 Freiburg i.Br.

Deutscher Verband Forstlicher Versuchsanstalten (DVFFA) Sektion Ertragskunde: Berichte zur Jahrestagung 2016

ISSN 1432-2609 Klädtke, Joachim

#### Vorwort

Die Tagung der Sektion Ertragagskunde 2016 fand im Bildungszentrum Wald in Lyss im Kanton Bern/Schweiz statt. Unser herzlichster Dank gilt Andreas Zingg und seinen Kolleginnen und Kollegen von der WSL für die perfekte Organisation vor Ort. Besonders interessant waren die Exkursion zum Eichen-Durchforstungsversuch der WSL in Le Chânet, der Besuch im Centre forestier de la Montagne de Boudry und die Besichtigung des dortigen Marteloskops. Herzlichen Dank auch an Pascal Junod, dem Kreisforstingenieur des Kantons Neuchâtel, der die Führung sehr informativ und spannend gestaltete.

Tagungsband und Einzelbeiträge können als PDF-Dateien von der Internetseite der Sektion Ertragskunde http://sektionertragskunde.fvabw.de/heruntergeladen werden.



Freiburg, im November2016

Prof. Dr. Ulrich Kohnle Dr. Joachim Klädtke

### Inhaltsverzeichnis

Baumarteneignung und Vulnerabilität unter Klimawandel neue Ansätze in Baden-Württemberg 1 A. Albrecht	•
Standort-Leistungsmodelle als Grundlage für realistische Waldentwicklungsszenarien unter Klimawandel	;
L. Burggraef, P. Schmiat-Walter, L. Hilbrig, M. Schmiat	、
<i>G. Dirnberger, A. Kumer, E. Schnur, H. Sterba</i>	,
Strukturdiversität und Zuwachs in Bergmischwäldern Südwestdeutschlands	1
Effekt der Mischung auf die Bestandesstruktur, die Dichte und das Ertragsniveau von Waldbeständen	)
Ein einheitliches Datenformat zum Austausch von Versuchsflächendaten der Sektion Ertragskunde des DVFFA	)
Das Paket <i>Silviculture</i> für die automatisierte Simulation waldbaulicher Szenarien	;
Forest Landscape Simulations in Immersive Virtual Reality	,
Modellierung des Durchmesserzuwachses von Fichten in Nordwestdeutschland: Ein Vergleich von Modellen auf Basis der Sloboda-Funktion und "empirischen" Modellen	-
Standortsensitive Modellierung der Produktivität	)
Effect of main forest tree species on site productivity	
Beziehungen zwischen Biomasseproduktivität aus NDVI-Satellitendaten und Jahrringzeitreihen. Eine Fallstudie aus Nordostbrandenburg	,
Bestandeseigene Schätzung des Ertragsniveaus anhand bestandesstruktureller Grössen	;
Pflanzverfahren und Baumstabilität: gibt es einen Zusammenhang?	;
Eschentriebsterben in Edellaubholz-Mischbeständen: Zusammenhänge zur Bestandesstruktur und Auswirkungen auf den Durchmesserzuwachs	-
Intra-annueller Zuwachs von Fichte, Buche und Zirbe	ŀ
Radialzuwachs von Fichten im Randbereich großer Verjüngungsöffnungen: ein Beispiel aus den Schweizerischen Alpen	)
Methodische Überlegungen beim Übergang von Stichprobeninventuren zu Inventuren in ertragskundlichen Flächen in grossen Jungwaldbeständen (Kurzfassung)	;
Aboveground biomass production and nutrient accumulation in young birch stands (Kurzfassung)	)
<ul> <li>Evaluierung von zwei auf unterschiedlichen Modellansätzen beruhenden Wuchsmodellen im Hinblick auf die Entwicklung neuer Behandlungsstrategien (Kurzfassung)</li></ul>	)
Bäume brauchen Platz (Kurzfassung)	•
Adress- und Emailverzeichnis der Erstautoren162	,

#### Baumarteneignung und Vulnerabilität unter Klimawandel neue Ansätze in Baden-Württemberg

Axel Albrecht FVA Baden-Württemberg, Freiburg

#### 1 Einleitung

In Wirtschaftswäldern kommt der Frage nach der Eignung einer Baumart auf einem bestimmten Standort große Bedeutung zu, denn im Zuge der Baumartenwahl bei der Waldverjüngung, aber auch bei mischungsregulierenden waldbaulichen Eingriffen in existierenden Waldbeständen können besonders geeignete Baumarten gefördert werden. Durch die Verwendung besonders geeigneter Baumarten sollen stabile, resiliente, klimaplastische Waldökosysteme gefördert und die Wirtschaftlichkeit der Holzproduktion gewährleistet und verbessert werden. Obwohl Naturschutzaspekte (z. B. Naturnähe, Prozessschutz) Bestandteil der Baumarteneignung sein können, dienen sie meist nur untergeordnet z.B. als Indikatoren für Stabilität. Die Baumarteneignung ist damit ein Zielsystem, das auf die Wirtschaftsfunktion von Wäldern ausgerichtet ist.

Die Baumarteneignung wurde bislang überwiegend statisch hergeleitet. Erst seit der sich abzeichnenden Dynamik des Klimawandels wuchs die Erkenntnis, dass die Beurteilungsgrundlagen zu dynamisieren sind. Dabei sind selbstverständlich altbekannte demographische Prozesse wie Verjüngung und Mortalität zu dynamisieren, es kommen jedoch insbesondere im Bereich der Mortalitätsrisiken auch neue Teilaspekte wie z. B. der Trockenstress hinzu. Veränderungen des Wachstums und der Bonitäten stellen einen weiteren wichtigen Teilaspekt dar.

Im folgenden Beitrag werden Ansätze vorgestellt, wie in den nächsten Jahren die bisher statische Baumarteneignungsbeurteilung in Baden-Württemberg sukzessive in ein dynamisches Verfahren überführt werden soll.

#### 2 Baumarteneignung bisher

Zur Einstufung der Eignung einer Baumart an einem bestimmten Ort wurde bisher in Baden-Württemberg ein statisches, gutachterlich-kategorielles Verfahren angewendet. In dessen Zuge wurde für vier Teilkriterien jeweils der Erfüllungsgrad von 1 bis 3 ermittelt. Aus diesen vier Werten wurde dann ein Gesamtwert summiert und in sieben Eignungsstufen von geeignet bis ungeeignet übersetzt. Die vier Teilkriterien beschreiben die Konkurrenz, Pfleglichkeit, Stabilität und Leistung einer bestimmten Baumart auf einem bestimmten Standort. Um den Erfüllungsgrad jedes dieser Teilkriterien zu ermitteln wurden Stichwortlisten im Sinne von Indikatoren zusammengestellt, sodass beispielsweise bei der Konkurrenzkraft interpretiert wird, ob eine Baumart vorwüchsig, mitwachsend oder stark hilfsbedürftig ist (Abbildung 1). Diese Beurteilung wird im Zuge der Standortskartierung durchgeführt und mündet in die Baumarteneignungstabellen als Grundlage für die Baumartenwahl (ALDINGER und MICHIELS 1997, ALDINGER et al. 1998).



Abbildung 1: schematische Darstellung zum bisherigen statischen Verfahren der Baumarteneignungsbeurteilung.

#### 3 Zukünftige Baumarteneignung 1.0

Aufgrund der Dringlichkeit der Fragen rund um Klimawandel wurden im Jahr 2010 die ersten Karten zur dynamisierten Baumarteneignung für Baden-Württemberg entwickelt. Im Zuge dieser Bearbeitungsgeneration "1.0" wurde das Teilkriterium Stabilität um die Klimastabilität ergänzt. Methodische Grundlage hierfür bildete die GLM-basierte Artenverbreitungsmodellierung mit Präsenz-Absenz-Daten der Baumarten im Level-I-Monitoring-Datensatz (HANEWINKEL et al. 2010, HANEWINKEL et al. 2014). Der klimatische Vektor wurde über WorldClim-Daten (HIJMANS et al. 2005) abgebildet. Bei besonders schlechter Klimastabilität wurde das Teilkriterium Stabilität abgewertet, bei besonders guter Klimastabilität aufgewertet (Abbildung 2).



Abbildung 2: schematische Darstellung des dynamisierten Verfahrens zur Baumarteneignungsbeurteilung (Generation1.0).

Für Übersichtszwecke wurden die neuen Baumarteneignungskarten bilanziert. Dabei wurde die Ist-Eignung jeder Baumart der projizierten Eignung 2050 für das SRES-Szenario B2 gegenübergestellt. Trotz der relativ optimistischen Rahmenannahmen dieses Szenarios und der für forstliche Zwecke kurzen Betrachtungsdauer zeichnet sich für alle vier Baumarten eine Verschlechterung der mittleren Eignung ab (Abbildung 3). Besonders stark verschlechtert sich die Eignung für die Fichte, gefolgt von der Traubeneiche. Allerdings sind auch bei Buche und Tanne Verluste der besonders günstigen Eignungsstufen zu beobachten.



Abbildung 3: Bilanzierung der Baumarteneignung für vier wichtige Hauptbaumarten in Baden-Württemberg. Entwicklung heutiger Zustand (2010) zu 2050 unter Annahme des SRES-Szenarios B2.

Da die Tendenzen zur Verschlechterung bei anderen klimatischen Szenarien und bei langfristiger Beurteilung bis zum Jahr 2100 höchstwahrscheinlich deutlich stärker ausgeprägt sein werden, wurde geschlussfolgert, dass auch für eine Suche nach neuen oder bisher nicht beurteilten Baumarten stärkere Bemühungen erforderlich sind, als sie bislang unternommen wurden.

#### 3.1 Vorteile

Besondere Vorteile sind die Einfachheit des Ansatzes und die Anschlussfähigkeit an das bestehende Verfahren der Standortskartierung bzw. Baumarteneignungsbeurteilung.

#### 3.2 Nachteile

Nachteilig wirkt insbesondere die Flächenkulisse: da dieser Ansatz nur auf Flächen durchgeführt werden kann, für die Ergebnisse der Standortskartierung vorliegen (standortskartierter Wald), bleiben nichtkartierte Waldflächen und auch Offenlandflächen außen vor.

Ein methodischer Nachteil in dieser Betrachtung ist, dass lediglich die Baumartenverbreitung klimadynamisiert abbildbar wurde, welches in Wirtschaftswäldern durch menschliche Beeinflussung übergeprägt ist. Damit bleiben andere relevante Effekte wie veränderte Mortalitätsraten, Konkurrenzverhältnisse und Wachstumstrends bislang außen vor.

#### 4 Zukünftige Baumarteneignung 2.0

Folgende Nachteile des bisherigen Verfahrens "1.0" führten zur Initialisierung eines neuen Verfahrens "2.0":

- Verwendung der leicht veralteten SRES-Szenarien
- Bezugszeitpunkt lediglich bis 2050, obwohl 2100 erforderlich wäre
- Lediglich Baumartenvorkommen als hochaggregierte Betrachtungsebene dynamisiert

Im neuen Ansatz, der 2015 entworfen wurde und sich derzeit in Bearbeitung befindet, werden die Eignungstabellen bis zum Jahr 2100 und auf Basis der neuen RCP-Szenarien erstellt. In diesem Zuge werden ergänzend zur Baumartenverbreitung auch weitere Teilaspekte der Eignung wie Leistung und Mortalitätsraten dynamisiert, wie in Abbildung 4 ersichtlich.



Abbildung 4: erweitertes Verfahren zur Beurteilung der Baumarteneignung. Fett schwarzgedruckte Begriffe sind zu dynamisierende Teilaspekte in der Version "2.0".

#### 4.1 Wachstums- und Bonitätstrends

Um die Veränderungen beim Waldwachstum in den Zusammenhang mit sich ändernden Umwelt- und Klimabedingungen zu stellen, werden zwei existierende Ansätze zur Dynamisierung der Bonität geprüft. Ein inventurdatenbasierter Ansatz mit unechten Wuchsreihen (NOTHDURFT et al. 2012) wird verglichen mit einem longitudinalen Ansatz mit echter Wuchsreihe (YUE et al. 2014, YUE et al. 2016). In Abhängig-keit der Evaluierungsergebnisse dieses Modellvergleichs wird entweder nur eines der beiden Modelle oder ein Hybrid aus beiden zum Einsatz kommen.

Da Höhen- und Durchmesserwachstum miteinander korreliert sind, werden mit diesem Ansatz Auswirkungen des Klimawandels auf das Durchmesserwachstum indirekt mit berücksichtigt. Explizit zur Darstellung gelangen wird jedoch nur die Bonität bzw. deren Veränderungen je nach Klima-Szenario.

Erste Ergebnisse für Fichte mit dem Bonitätsmodell nach YUE et al. (2016) deuten an, dass bei moderaten Temperaturerhöhungen von bis zu 1°C niedrige Ausgangsbonitäten wahrscheinlich steigen werden, wohingegen die höheren Ausgangsbonitäten allenfalls leicht sänken (Abbildung 5 A und B). Bei kräftigeren Temperaturerhöhungen von 2 bis 4 °C (Abbildung 5 C und D) würden besonders die hohen Ausgangsbonitäten empfindlich sinken, wobei gleichzeitig die niedrigsten Ausgangsbonitäten geringfügig ansteigen könnten.



Abbildung 5: Vergleich der projizierten Bonitätstrajektorien von Fichten-Versuchsflächen unter vier Temperaturszenarien für die kommenden 100 Jahre: A: keine Temperaturänderung, B: Erhöhung um 1 °C, C: Erhöhung um 2 °C, D: Erhöhung um 4 °C. Nach YUE et al. (2016).

Prinzipiell ähnliche Ergebnisse deuten sich auch nach dem Ansatz von NOTHDURFT et al. (2012) an. Demnach ist bei moderat steigenden Temperaturen durchaus mit sich erhöhenden Bonitäten zu rechnen. Erreicht die Temperaturerhöhung jedoch ein gewisses Maß, so sinken die Bonitäten ab, im Extrapolationsbereich teilweise sogar extrem (Abbildung 6). In dieser Arbeit wurden jedoch auch Unterschiede zwischen den Baumarten ersichtlich: so zeigte die Kiefer eine deutlich geringere Temperatursensitivität als andere Baumarten.

Als zu verwendendes Endergebnis wird ein flächendeckendes Kartenlayer je Baumart und Szenario erarbeitet, das die Bonität oder die Bonitätsveränderung abbildet. Dieses Layer fließt dann in das Teilkriterium "Leistung" zur Beurteilung des Aspekts "Masse" ein (vgl. Abbildung 4).



Abbildung 6: Effekt der Temperatursumme während der Vegetationsperiode auf die Bonität verschiedener Baumarten, nach Nothdurft et al. (2012).

#### 4.2 Veränderte Mortalitätsraten

Als wichtigste Komponenten klimawandelbedingt veränderter Mortalitätsraten wurden Schäden durch Sturm, Borkenkäfer und Wasserstress identifiziert und ausgewählt. Diese Komponenten fließen letztendlich in das Teilkriterium ,Stabilität' ein.

#### 4.2.1 Sturm

Ungewiss ist, ob in Zukunft häufiger Stürme auftreten als in der Vergangenheit (FESER et al. 2015, MÖLTER et al. 2016). Und noch ungewisser ist, wie die Häufigkeit von Stürmen in Zusammenhang mit Klimawandel zu bringen ist. Insofern wurde von einer Differenzierung der Sturmhäufigkeiten nach Klimawandelszenario für die Zwecke der Baumarteneignung Abstand genommen. Das Sturmrisiko wird stattdessen als Stabilitätskomponente in der Baumarteneignung prinzipiell berücksichtigt, aber nicht klimawandelsensitiv dargestellt.

Für Baden-Württemberg wird das Sturmrisiko der Baumartengruppen nach SCHMIDT et al. (2010) berechnet und als **Risikopotential** flächendeckend, aber nicht auf Grundlage vorhandener Waldbestände, kartiert werden. Die räumliche Komponente des Modells soll auf den Mittelwert eingestellt werden. Die Staunässe und Topex-Werte sollen aus den realen Geodaten verwendet werden, und die Baumhöhe soll je Baumart auf das 66. Perzentil der Beobachtungsdaten zusammen mit dem dazugehörigen mittleren beobachteten h/d-Wert fixiert werden.

Da die Baumarteneignung Grundlage für die Baumartenwahl darstellt, wird das abstrakte Sturmschadenspotential für jeden konkreten Waldort und für einen mittleren Baum je Baumart berechnet, unter der Annahme, dass ein Sturm ähnlich wie Lothar und in mittlerer Stärke im gesamten Land einheitlich auftreten würde. Mit diesen mittleren Einstellungen wird das Risikopotential für Sturmschaden von Baumarten untereinander relativ vergleichbar. Die Kartierung von Sturmrisiken aktueller Waldbestände wäre auch eine interessante Frage und ist ohne weiteres möglich, ist aber für die Baumartenwahl nicht relevant (siehe auch Fallstudie Ostalb, ALBRECHT et al. 2010, S. 28 ff.).

#### 4.2.2 Wasserstress

Das Stresspotential durch Dürreperioden wird mithilfe des Wasserhaushaltsmodells Brook90\_LWF errechnet. Das grundlegende Brook90-Modell (FEDERER 2002, FEDERER et al. 2003) wurde von HAMMEL und KENNEL (2001) u.a. erweitert um eine vanGenuchten-Boden-Parametrisierung, eine waldbestandesdynamische und eine phenologische Komponente. Damit kann die relative Wassersättigung auch in Abhängigkeit der vorhandenen Waldbestände berechnet werden und es sind die durchschnittliche Länge und Häufigkeit von Phasen mit kritisch-niedriger Wassersättigung identifizierbar und auch für verschiedene Baumarten vergleichbar. Die Anwendung des Modells wurde bereits für Punkte der Bodenzustandserhebung getestet (PUHLMANN 2013).

#### 4.2.3 Borkenkäfer

Aufgrund der großen Bedeutung sowohl für die natürliche Waldentwicklung als auch die Wirtschaftsfunktion von Fichtenwäldern wird der Buchdrucker (*Ips typographus* L.) als Beispiel für biotische Risiken ausgewählt. Um das allgemeine Gefährdungspotential und auch die klimawandelbedingte Veränderung der Gefährdung abzubilden, wird das Borkenkäferprognosemodell PHENIPS angewendet (BAIER et al. 2007). Die Antwortvariable des Modells ist die Anzahl an Borkenkäfergenerationen und wird in der Regel für einen Waldort pro Jahr ausgegeben. Damit kann – auch unter Berücksichtigung der Anzahl von Geschwisterbruten – die Entwicklung des mittleren Befallsdrucks durch Borkenkäfer für die verschiedenen Klimaszenarien und die Bezugszeitpunkte 2050 und 2100 prognostiziert werden. Als Ergebnis wird eine standortdifferenzierte Abwertung der Eignung für Fichte gegenüber den anderen Baumarten erwartet.

#### 4.3 Vorteile

Der vorgestellte neue Ansatz zur Baumarteneignungsbeurteilung der Generation "2.0" erweitert den Vorgänger-Ansatz um einige wichtige Aspekte. Es werden erstmalig die Logik der zweidimensionalen Klimogramme auf Basis von Präsenz und Absenz ergänzt und inhaltliche Erweiterungen um demographische Prozesse wie Wachstums- und Mortalitätsänderungen vorgenommen. Obwohl das Vorkommen einer Art an einem bestimmten Waldort die wichtige Information trägt, dass diese Art dort wachsen und überleben kann, ist das Vorkommen im Wirtschaftswald immer durch kultivierende Eingriffe des Menschen überprägt. Insofern kommt den genannten Ergänzungen um Wachstum und Mortalität durchaus große Bedeutung zu, denn sie stellen als demographische Prozesse die Grundlage für das Artvorkommen dar. Die gewichtete Berücksichtigung aller Aspekte gemeinsam kann somit in gewisser Hinsicht als Modell-Ensemble betrachtet werden, was für die gesamte Baumarteneignung eine reduzierte Modellunsicherheit erwarten lässt.

#### 4.4 Nachteile

Die reduzierte Flächenkulisse ist ein sehr schwerwiegender Nachteil dieses Ansatzes und resultiert aus den erforderlichen Eingangsdaten zu Bodeneigenschaften (standortskartierter Wald). Ein weiterer Nachteil liegt darin, dass nicht alle Mortalitätsrisiken für alle Baumarten erfasst sind. Derzeit werden die Mortalitätsrisiken ursachenspezifisch berücksichtigt. Sollten jedoch baumartenspezifische aber ursachenunspezifische Mortalitätsmodelle wie z. B. von NOTHDURFT (2013) später bevorzugt werden, ist eine Anpassung der Methodik möglich.

Nachteilig an diesem Ansatz ist weitergehend, dass Veränderungen der Konkurrenzbeziehungen methodisch nicht berücksichtigt werden. Hierfür fehlt es an quantitativen Grundlagen (Daten und Modelle), die eine Dynamisierung landesweit, baumartengetrennt und standortsensitiv ermöglichen.

#### 5 Vulnerabilität

Die Veränderung der Baumarteneignung unter Klimawandel wie in Abschnitt 0 dargestellt berücksichtigt die Konsequenzen des Klimawandels für die Waldbewirtschaftung und –entwicklung. Da neben dem Klimawandel in die Baumarteneignung jedoch auch andere Aspekte einfließen, ist die Sichtbarkeit der reinen Klimawandeleffekte eingeschränkt. Um aber gerade den Gefährdungsaspekt des Klimawandels hervorzuheben, wurde neben der Baumarteneignung als zweite Aggregationsebene ergänzend die Vulnerabilität gewählt. In die Vulnerabilität fließen die meisten der oben bereits genannten zu dynamisierenden Teilaspekte mit ein und drücken die klimawandelbedingte Gefährdung von Wäldern aus. Die Vulnerabilität ist damit weniger ausgerichtet auf die erforderlichen Angepasstheit und Anpassungsmaßnahmen je Baumart, sondern fokussiert sich stärker auf die Identifizierung der besonders gefährdeten Orte und Regionen.

#### Zusammenführung der Teilaspekte

Die Technik der Zusammenführung fußt auf Bayesian Belief Networks (BBN), mit deren Hilfe aus den einzelnen Teilaspekten eine Gesamtvulnerabilität errechnet werden kann. Erforderlich für den Einsatz ist die Erstellung bedingter Wahrscheinlichkeitstabellen, die die Gewichtung der Teilaspekte und auch deren Interaktionen quantitativ greifbar machen (z. B. Sturm  $\leftrightarrow$  Borkenkäfer bei Fichte). Das Vorgehen kann wie



(z. B. Sturm  $\leftrightarrow$  Borkenkäfer bei Abbildung 7: Beispielhafter Aufbau eines Alpha-Modells für ein BBN, hier Fichte). Das Vorgehen kann wie für Fichte.

in Abbildung 7 dargestellt verbildlicht werden.

Ein Prototyp eines solchen BBN wurde für die Baumart Fichte bereits entwickelt (KÄNDLER et al. 2012) und wird nun für andere Baumarten und insbesondere das gesamte Land Baden-Württemberg weiterentwickelt. Wichtig hierbei ist, dass intervallskalierte Variable diskretisiert werden müssen.

Der Umsetzungszeitraum für das gesamte Projekt inklusive der zukünftigen Baumarteneignung 2.0 und der Vulnerabilitätskarten ist bis Ende 2018 geplant.

#### Literatur

- ALBRECHT, A., BAUMANN, T., DIRSCH, R., RIEGERT, C., SEIFERT, S. und KOHNLE, U., 2010. Waldbewirtschaftung auf Wertleistung optimiert - Ergebnisse der Fallstudie Ostalb. AFZ - Der Wald 65(20), S. 18-21
- ALDINGER, E. und MICHIELS, H.-G., 1997. Baumarteneignung in der forstlichen Standortskartierung Baden-Württemberg. AFZ - Der Wald 5(234-238), S.
- ALDINGER, E., HÜBNER, W., MICHIELS, H.-G., MÜHLHÄUSER, G., SCHREINER, M. und WIEBEL, M., 1998. Überarbeitung der standortskundlichen regionalen Gliederung im Südwestdeutschen Standortskundlichen Verfahren. Mitteilungen des Vereins für Forstliche Standortskunde und Forstpflanzenzüchtung, S.
- BAIER, P., PENNERSTORFER, J. und SCHOPF, A., 2007. PHENIPS—A comprehensive phenology model of Ips typographus
   (L.) (Col., Scolytinae) as a tool for hazard rating of bark beetle infestation. Forest Ecology and Management 249(3), S. 171-186
- FEDERER, C. A., 2002. BROOK 90: A simulation model for evaporation, soil water, and streamflow, Internetseite, http://www.ecoshift.net/brook/brook90.htm,
- FEDERER, C. A., VÖRÖSMARTY, C. und FEKETE, B., 2003. Sensitivity of annual evaporation to soil and root properties in two models of contrasting complexity. J Hydrometeorology 4, S. 1276-1290
- FESER, F., BARCIKOWSKA, M., KRUEGER, O., SCHENK, F., WEISSE, R. und XIA, L., 2015. Storminess over the North Atlantic and northwestern Europe—A review. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society 141(687), S. 350-382
- HAMMEL, K. und KENNEL, M., 2001. Charakterisierung und Analyse der Wasserverfügbarkeit und des Wasserhaushalts von Waldstandorten in Bayern mit dem Simulationsmodell BROOK90. Frank, S.
- HANEWINKEL, M., CULLMANN, D. und MICHIELS, H.-G., 2010. Künftige Baumarteneignung für Fichte und Buche in Südwestdeutschland. AFZ - Der Wald (19), S. 30-33
- HANEWINKEL, M., CULLMANN, D. A., MICHIELS, H.-G. und KÄNDLER, G., 2014. Converting probabilistic tree species range shift projections into meaningful classes for management. Journal of Environmental Management 134(0), S. 153-165
- HIJMANS, R. J., CAMERON, S. E., PARRA, J. L., JONES, P. G. und JARVIS, A., 2005. Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas. International Journal of Climatology 25(15), S. 1965-1978
- KÄNDLER, G., CULLMANN, A. D., PUHLMANN, H. und VEIT, H., 2012. Entscheidungshilfe Wald und Klima, Modellprojekt: Vulnerabilitätsanalyse auf Waldbestandsebene 30 S.
- MÖLTER, T., SCHINDLER, D., ALBRECHT, A. T. und KOHNLE, U., 2016. Review on the Projections of Future Storminess over the North Atlantic European Region. Atmosphere 7(60), S. 1-40
- NOTHDURFT, A., WOLF, T., RINGELER, A., BÖHNER, J. und SABOROWSKI, J., 2012. Spatio-temporal prediction of site index based on forest inventories and climate change scenarios. Forest Ecology and Management 279, S. 97-111, DOI: 110.1016/j.foreco.2012.1005.1018
- NOTHDURFT, A., 2013. Spatio-temporal prediction of tree mortality based on long-term sample plots, climate change scenarios and parametric frailty modeling. Forest Ecology and Management 291(0), S. 43-54
- PUHLMANN, H., 2013. Bodenwasserhaushalt und Baumwachstumsreaktionen an BZE-MonitoringpunktenFreiburger Forstliche Forschung Nr. 96
- SCHMIDT, M., HANEWINKEL, M., KÄNDLER, G., KUBLIN, E. und KOHNLE, U., 2010. An inventory-based approach for modeling single tree storm damage - experiences with the winter storm 1999 in southwestern Germany. Canadian Journal of Forest Research 40(8), S. 1636–1652
- YUE, C., MÄKINEN, H., KLÄDTKE, J. und KOHNLE, U., 2014. An approach to assessing site index changes of Norway spruce based on spatially and temporally disjunct measurement series. Forest Ecology and Management 323(0), S. 10-19
- YUE, C., KAHLE, H.-P., VON WILPERT, K. und KOHNLE, U., 2016. A dynamic environment-sensitive site index model for the prediction of site productivity potential under climate change. Ecological Modelling 337, S. 48-62

#### Standort-Leistungsmodelle als Grundlage für realistische Waldentwicklungsszenarien unter Klimawandel

Levent Burggraef<sup>1</sup>, Paul Schmidt-Walter<sup>1</sup>, Lutz Hilbrig<sup>2</sup> und Matthias Schmidt<sup>1</sup> <sup>1</sup>Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt Göttingen <sup>2</sup>Thünen-Institut für Waldökosysteme Eberswalde

#### Zusammenfassung

Der Beitrag beschreibt die Parametrisierung von klima- und standortsensitiven Höhen-Durchmessermodellen auf Basis eines europaweiten Datensatzes aus Einzelbaumdaten, Klima- und Bodenparametern zur Anwendung auf den Traktecken der BWI 3. Einzelbaumdaten werden aus der Harmonisierten Waldinventur (HBI) auf den Stichprobenpunkten der zweiten Bundesweiten Bodenzustandserhebung (BZE II), der europaweiten BioSoil-Inventur und der französischen nationalen Waldinventur bezogen. Bodenparameter sind in den drei Inventuren mit unterschiedlicher Qualität enthalten. Klimaparameter werden dem WorldClim-Datensatz entnommen. Als Grundmodell wird eine reparametrisierte und linearisierte Form der Korf-Funktion (LAPPI 1997) verwendet, deren originäre Parameter als Funktion von Klima- und Bodenparametern beschrieben werden. Das Grundmodell wird für Eiche, Buche, Fichte und Kiefer als Generalisiertes Additives Modell mit Monotoniebedingungen (Shape Constrained Additive Model, SCAM) parametrisiert. In einer zweiten Stufe wird ein Generalisiertes Additives Gemischtes Modell (GAMM) parametrisiert, wobei Effekte von zusätzlichen Bodenparametern des Bio-Soil/BZE-Teildatensatzes geschätzt werden. Die resultierenden Höhenschätzungen werden anhand von Höhenmessungen an den Traktecken der BWI 3 kalibriert. Bei der Modellselektion ergaben sich signifikante und plausible Effekte für den de, den Temperaturmittelwert und die Niederschlagssumme des wärmsten Quartals sowie die nutzbare Feldkapazität (nFK). Weitere Bodenparameter zeigten keine signifikanten oder plausiblen Effekte oder werden an den Traktecken der BWI 3 nicht erhoben. Die Ziele der Modellbildung sind zusammengefasst: (1) die Parametrisierung klima- und standortsensitiver Höhen-Durchmessermodelle für die Traktecken der BWI 3, welche (2) anhand vorhandener Höhenmessungen kalibrierbar und (3) als Grundlage für Szenariosimulationen zur Prognose von Holzaufkommen und Kohlenstoffbindung verwendbar sind.

#### Abstract

The article presents the parameterization of climate- and site-sensitive height-diameter models, based on a European dataset of tree data, climate- and soil-parameters, for the application on the plots of the third German National Forest Inventory (NFI). Tree data is gathered from the second German National Forest Soil Inventory (NFSI), the European BioSoil inventory and the French National Forest Inventory. Soil parameters of varying quality are included in these inventories. Climate parameters were added from the WorldClim dataset. A reparameterized and linearized version of the Korf-Function (LAPPI 1997) is used as a basic model. The original parameters are described as function of climate and soil parameters. The basic model is parameterized as a shape constrained additive model (SCAM) for oak, beech, spruce and pine. In a second step, a generalized additive mixed model (GAMM) was parameterized and effects of additional soil parameters of the BioSoil/NFSI data set were estimated. Resulting height estimates are calibrated based on measured heights at the German NFI plots. Model selection yielded significant and plausible effects for the quadratic mean diameter, mean temperature and precipitation sum of the warmest guarter and field capacity. Additional soil parameters yielded no significant or plausible effects or are not sampled at the plots of the third German NFI. In summary, the goals of model building were (1) the parameterization of climate- and site-sensitive height-diameter models for the plots of the third German NFI which (2) can be calibrated based on available height measurements and (3) are usable as a basis for simulations aimed at the prediction of wood production and carbon sequestration.

#### Einleitung

Im Rahmen der Klimafolgenforschung an der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt werden Standort-Leistungs- und Risikomodelle entwickelt. Risikomodelle dienen der Einschätzung der Vulnerabilität von Waldbeständen gegenüber biotischen und abiotischen Risiken und bilden damit eine wichti-

ge Grundlage für adaptive waldbauliche Maßnahmen (ALBERT et al. 2015). Standort-Leistungsmodelle ergänzen die Risikoanalyse um die Prognose der zukünftigen Produktivität der Waldstandorte (ALBERT & SCHMIDT 2010; SPELLMANN et al. 2011). Die Entwicklung klimasensitiver Standort-Leistungsmodelle ist auch ein Hauptziel des Projektes "Waldproduktivität-Kohlenstoffspeicherung-Klimawandel (WP-KS-KW)". Die im Rahmen des Projektes entwickelten Modelle sollen auf die Stichprobenpunkte (Traktecken) der dritten Bundeswaldinventur (BWI 3) anwendbar sein. Als Eingangsparameter zur einzelbaumbasierten Volumenschätzung werden Brusthöhendurchmesser (BHD) und Baumhöhe benötigt. BHD-Messungen liegen an den BWI-Traktecken für alle aufgenommenen Bäume vor, während Baumhöhen nur an ein bis zwei repräsentativen Bäumen je Baumartengruppe und Bestandesschicht gemessen werden. Zur Ergänzung der nicht gemessenen Baumhöhen bieten sich Höhen-Durchmessermodelle an, wie sie von LAPPI (1997) und MEHTÄTALO (2004) verwendet wurden. Die Höhenschätzungen sollten der vorhandenen Höhenmessungen lokal kalibrierbar sein, um anhand die Höhen-Durchmesserbeziehung an jeder Traktecke zum Simulationsstart realistisch bzw. mit möglichst geringem Fehler zu schätzen. Für die Standortsensitivität und die Fortschreibung auf Basis von Klimaprojektionen müssen zudem Kovariablen, die Klima- und Bodeneigenschaften beschreiben, in die Modellbildung einbezogen werden. Dabei sollen potenziell nicht-lineare Kovariablen-Effekte auf die Baumhöhe berücksichtigt und gleichzeitig aber – häufig an den Datenrändern auftretende – unplausible Effektverläufe durch die Definition von Monotoniebedingungen unterdrückt werden. Zu diesem Zweck wurden Shape Constrained Additive Models (SCAM) parametrisiert (PYA & SCHMIDT 2016). Der vorliegende Beitrag beschreibt die Parametrisierung der Standort-Leistungsmodelle auf Basis eines europaweiten Satzes von Klima-, Boden- und Waldinventurdaten. Die Bodeninformationen wurden direkt an den jeweiligen Stichprobenpunkten der Waldinventuren erhoben. Sie sind potenziell über Schätzfunktionen hergeleiteten Daten überlegen und bieten daher eine hervorragende Basis für die Evaluation von Standort-Leistungsbeziehungen.

Zur Anwendung der Modelle auf den Traktecken der BWI 3 wurden die Traktecken um einen sog. Umweltvektor ergänzt (METTE & KÖLLING 2015). Dazu wurden Bodenparameter aus den Standortskartierungen der Länder und zusätzlichen geologischen und topographischen Hilfsvariablen abgeleitet und auf die Traktecken der BWI 3 regionalisiert. Klimaparameter wurden durch Regionalisierung von meteorologischen Stationsdaten in Verbindung mit Geländeinformationen generiert. Die Implementierung in die Waldwachstumssimulatoren WEHAM, Waldplaner/TreeGROSS und SILVA sowie die Simulationen für die Traktecken der BWI 3 sind Ziel eines weiteren Arbeitspaketes des WP-KS-KW Projektes. Über Simulationsläufe sollen das zukünftige Holzaufkommen und die Entwicklung der Kohlenstoffspeicherung prognostiziert werden.

#### Material und Methoden

#### Datengrundlage

Als Kerndatensatz für die Modellparametriesierung wird auf die zweite bundesweite Bodenzustandserhebung (BZE II) zurückgegriffen. An den Stichprobenpunkten wurden neben Bodendaten im Rahmen der Harmonisierten Bestandesinventur (HBI) auch Einzelbaum- und Bestandesparameter aufgenommen (HILBRIG et al. 2014). Zur Erhöhung der Klima- und Standortsamplitude wurde der Parametrisierungsdatensatz um die Bestandesparameter der Biodiversity-Aufnahmen der BioSoil-Inventur auf dem europaweiten Level I-Netz erweitert (BASTRUP-BIRK et al. 2007; DE VOS & COOLS 2011). Da für die französischen BioSoil-Plots keine Einzelbaumdaten erfasst werden, wurde die Datenbasis durch Stichprobenpunkte der französischen nationalen Waldinventur ergänzt (VIDAL et al. 2005). Die Basis bilden die Plots auf dem 8x8 km Raster der BZE II (Tabelle 1). Bäume wurden in drei konzentrischen Probekreisen mit Radien von 5,64 m, 12,62 m und 17,84 m und Kluppschwellen von 7 cm, 10 cm und 30 cm aufgenommen. Für jeden Baum wurden u.a. Art, Alter, BHD und Bestandesschicht bestimmt. Höhen wurden für jede Art ein Mal für Durchmesserklassen von 7-10 cm und ab 10 cm in 5-cm Schritten gemessen, jedoch für mindestens fünf Bäume pro Art. In Bayern stellen die Stichprobenpunkte des BZE II Rasters einen Teildatensatz der zweiten Bundeswaldinventur (BWI 2) dar. Statt einer gesonderten Inventur entsprechend der HBI-Vorgaben wurden hier die Aufnahmen aus der Winkelzählprobe der BWI 2 in den Datensatz übernommen. Im Rahmen der BWI 2 ist mindestens eine Baumhöhe pro Bestandesschicht und Baumartengruppe (Fichte, Tanne, Douglasie, Kiefer, Lärche, Eiche, Buche, andere Laubhölzer und andere Nadelhölzer) zu erfassen. Im Rahmen der BioSoil-Inventur werden Bäume ebenfalls anhand von drei konzentrischen Probekreisen mit Radien von 3,09m, 11,28 m und 25,24 m und Kluppschwellen von 0 cm (und Höhe > 130 cm), 10 cm und 50 cm aufgenommen, wobei die Höhen der drei stärksten Bäume unabhängig von der Baumart zu messen sind. Im Rahmen der französischen nationalen Waldinventur erfolgt die Aufnahme in drei konzentrischen Probekreisen mit Radien von 6 m, 9 m und 15 m und Umfängen von 23,5 cm, 70,5 cm und 117,5 cm in 1,30 m Höhe (entspricht Kluppschwellen von 7,4 cm, 22,44 cm und 37,4 cm BHD), wobei die Höhe für jeden aufgenommenen Baum gemessen wird.

Inventur	Anzahl Bäume	Anzahl Stichprobenpunkte	Mittlere A Bäume/Plot	Anzahl	Mittlere A Höhenmess gen/Plot	Anzahl un-	Rasterabstand (km)
BZE II/HBI	50.396	1414	36	10		8x8	
BWI 2 Bayern	10.037	1107 Traktecken auf 358 Trakten	9	3		8x8*	
BioSoil Level I	46.759	1557	30	3		16x16	i
NFI Frankreich	283.996	41.781	7	6		1.41x	1.41

Tabelle 1: Teildatensätze der verwendeten Einzelbaumdaten.

\*In Bayern sind die Raster von BWI 2 und BZE II identisch, weshalb Einzelbaumdaten hier aus der BWI 2 bezogen werden.

Zur Modellierung des Standort-Leistungspotenzials ist es sinnvoll Bäume des Hauptbestandes zu verwenden, da angenommen werden kann, dass sich Effekte von Konkurrenz oder Überschirmung hier nur schwach auswirken. Zudem wurden im Rahmen der BioSoil Level I-Inventur nur Höhen der drei stärksten Bäume und in der französischen Waldinventur nur Bäume ab einer Kluppschwelle von 24,5 cm aufgenommen. Daher werden aus dem HBI/BWI 2 Teildatensatz nur Bäume des Hauptbestandes verwendet. Die Daten aus allen drei Inventuren liegen jeweils nur für einen Aufnahmezeitpunkt vor.

Bodendaten liegen für die verschiedenen Datenkollektive in sehr unterschiedlicher Genauigkeit vor. Während für die französische NFI nur grobe Ansprachen der physikalischen Boden- und Standorteigenschaften getrennt nach Ober- und Unterboden vorliegen, handelt es sich bei den Daten des BZE- und BioSoil: Soil-Kollektivs (Tabelle 2) um physikalische und chemische Messwerte einzelner Tiefenstufen (BZE: 0-5, 5-10, 10-30, 30-60, 60-90 cm; BioSoil: 0-10, 10-20, 20-40, 40-80 cm). Aufgrund fehlender Angaben zu Trockenrohdichte und Humusgehalt im französischen NFI-Datensatz wurden zur Herleitung der nutzbaren Feldkapazität (nFK) die nach Textur tabellierten Werte für mittlere Trockenrohdichten (1,3 g cm<sup>-1</sup>) in allen drei Datensätzen verwendet (WESSOLEK et al. 2009). Hierfür mussten die Textur-Angaben im französischen Datensatz in das deutsche Klassifikationssystem übersetzt werden (AD-HOC AG BODEN 2006). Die so für die einzelnen Tiefenstufen bzw. Ober- und Unterboden erhaltenen Angaben zur nFK wurden unter Berücksichtigung des Grobbodenanteils bis zur Bodenentwicklungstiefe (anstehendes Festgestein), maximal jedoch bis in 100 cm Tiefe aggregiert. Alle anderen Tiefenstufen-Messwerte wurden zusätzlich zur Bodenentwicklungstiefe für unterschiedliche Mineralbodentiefen und für die Humusauflage berechnet. Weitere Angaben zum Standort wie Stau- und Grundnässeeinfluss oder das Vorkommen von Torfhorizonten stammen aus der WRB-Bodenklassifikation (IUSS WORKING GROUP WRB 2007). Moorstandorte (Histosole) wurden mithilfe dieser Angaben aus weiteren Analysen ausgeschlossen.

Parameter	Berechnungstiefen (cm)	Einheit	Datensatz
Bodenentwicklungstiefe	Max. 100 cm	cm	BS, BZE, NFI
Moorstandort	Gesamtprofil	Ja/Nein	BS, BZE, NFI
Stauwassereinfluss	Gesamtprofil	Ja/Nein	BS, BZE, NFI
Grundwassereinfluss	Gesamtprofil	Ja/Nein	BS, BZE, NFI
Nutzbare Feldkapazität	0 - ET	mm	BS, BZE, NFI
Minimalwert der Luftkapazitäten der	0 - ET	%	BS, BZE
Bodenschichten			
${ m F}$ einbodenvorrat der Humusauflage	Auflage	t/ha	BS, BZE
Kohlenstoffvorrat	Auflage, Mineralboden (0-10, 0-40, 0-ET)	t/ha	BS, BZE
Stickstoffvorrat	Auflage, Mineralboden (0-10, 0-40, 0-ET)	t/ha	BS, BZE
Phosphorvorrat	Auflage, Mineralboden (0-10, 0-40, 0-ET)	t/ha	BS, BZE
C:N-Verhältnis	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 - 40	-	BS, BZE
C:P-Verhältnis	Auflage, Mineralboden 0-10, 0-20	-	BS, BZE
pH-Wert (CaCl2)	Auflage, Mineralboden, 0-10,0-40, 40-80	-	BS, BZE
Basensättigung	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 – 40, 40-80, 0-ET	%	BS, BZE
Basensättigungs-Tiefenverlaufstyp (Kölling 1999)	Gesamtprofil	Тур1- Турб	BS, BZE
Kationenaustauschkapazität	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 – 40, 0-ET	molc/ha	BS, BZE
Austauschbar gebundener Kalziumvorrat	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 – 40, 0-ET	kg/ha	BS, BZE
Austauschbar gebundener Magnesium- vorrat	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 – 40, 0-ET	kg/ha	BS, BZE
Austauschbar gebundener Kaliumvorrat	Auflage, Mineralboden 0-10, 0 – 40, 0-ET	kg/ha	BS, BZE

Tabelle 2: Bodenparameter aus drei Teildatensätzen (BS: BioSoil: Soil, BZE: Zweite Bundesweite Bodenzustandserhebung, NFI: Nationale Waldinventur Frankreich, ET: Bodenentwicklungstiefe)

Klimadaten wurden dem WorldClim-Datensatz entnommen (HIJMANS et al. 2005). Die Daten liegen weltweit als Raster mit einer Auflösung von 30 Winkelsekunden (ca. 1x1 km) von Temperatur- und Niederschlagswerten über den Zeitraum 1950 bis 2000 gemittelt vor. Die Parameter werden in verschiedenen Aggregationen in Form von 19 sog. Bioclim-Variablen angeboten, von denen sechs Parameter getestet wurden (BIOCLIM 2016) (Tabelle 3). Einen Überblick über die Zusammensetzung des Gesamtdatensatzes aus Einzelbaum-, Boden-, und Klimadaten gibt Tabelle 4.

Tabelle 3: Getestete Parameter des Bioclim-Datensatzes (BIOCLIM 2016)

Parameterbezeichnung BioClim	Beschreibung								
BIO1	Jahresmitteltemperatur [°C	]							
BIO5	Temperaturmaximum wärn	nster Monat [°C]							
BIO6	Temperaturminimum kälte	ster Monat [°C]							
BIO10	Mitteltemperatur wärmste	s Quartal [°C]							
BIO12	Jahresniederschlagssumme	[mm]							
BIO18	Niederschlagssumme wärm	nstes Quartal [mm]							
Tabelle 4: Übersicht über di	e Komponenten des Gesamt	datensatzes.							
Teildatensatz	Einzelbaumdaten	Boden	Klima						
Deutschland	BZE (HBI)	BZE (teilw. BioSoil)	WorldClim						
Europa	BioSoil: Biodiversity	BioSoil: Soil	WorldClim						
Frankreich	NFI	nur nFK aus NFI	WorldClim						

#### Modelle

Als grundlegendes Höhen-Durchmessermodell wurde die nach LAPPI (1997) linearisierte Form der Korf-Funktion verwendet (Gleichung 1). Die Niveau- und Steigungsparameter der Kurve, A und B, sind biologisch interpretierbar. A bezeichnet den Erwartungswert der logarithmierten Höhe eines Baumes mit 30 cm BHD und B die erwartete Differenz der logarithmierten Höhen zwischen Bäumen mit 10 und 30 cm BHD. Der BHD geht dabei nach Gleichung 1.1 transformiert in das Modell ein. Die Parameter  $\lambda$  und C wurden in vorherigen Analysen iterativ über die Minimierung des AIC für das jeweilige Modell bestimmt.

$$\ln(h_{ki}) = A - Bx_{ki} + \epsilon_{ki} \tag{1}$$

mit:

 $h_{ki}$ :Baumhöhe von Baum *i* an Stichprobenpunkt *k* $BHD_{ki}$ :Durchmesser des Baumes *i* an Stichprobenpunkt *k* in 1,30 m Höhe $A, B, \lambda, C$ :originäre Parameter des Höhen-Durchmessermodells $\epsilon_{ki}$ :Fehlerterm für Baum *i* an Stichprobenpunkt *k* 

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

Aufgrund der heterogenen Datenbasis wird Gleichung 1 als zweistufiges Modell umgesetzt. Die originären Parameter A und B werden durch ein Generalisiertes Additives Modell mit Monotoniebedingungen (SCAM) mit Kovariablen für Klima und Boden beschrieben (Gleichung 2). Dabei wird die gesamte Datenbasis genutzt. In einer zweiten Modellstufe werden die standortsensitiven Schätzungen (Gleichungen 3.2 und 3.3) der originären Parameter A und B als Kovariablen verwendet (Gleichung 3.1). Dazu wird nur der BioSoil/BZE-Teil des Datensatzes verwendet, um die höherwertigen Bodenparameter (Tabelle 2) als Kovariablen testen zu können.

$$\ln(E[h_{ki}]) = p_{1a} - p_{1b}x_{ki} - p_{2b}x_{ki}d_{g_k} + f_{11}(x_{11k}) + f_{12}(x_{12k}) + \dots f_{1n}(x_{1nk})$$

$$h_{ki} \sim Gamma$$
(2)

mit:

$\ln(E[h_{ki}])$ :	Erwartungswert der logarithmierten Baumhöhe von Baum i an Stichproben-
	punkt <i>k</i>
$p_{1a}$ :	Interzept, Effekt auf das Niveau der H-D Beziehung (originärer Parameter A)
$p_{1b}, p_{2b}$ :	Feste Koeffizienten zur Beschreibung linearer Effekte auf die Steigung der H-D
	Beziehung (originärer Parameter B)
$x_{ki}$ :	entsprechend Gleichung 1.1 reparametrisierter BHD von Baum <i>i</i> an Stichpro-
	benpunkt k
$d_{q_k}$ :	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms an Stichprobenpunkt k
$x_{11k} \dots x_{1nk}$ :	Kovariablen für Stichprobenpuntk k mit Effekten auf das Niveau (originärer Pa-
	rameter A) der H-D Beziehung
$f_{11}(x_{11k})f_{1n}(x_{1nk})$	penalisierte Regressionssplines zur Beschreibung des Niveaus der H-D Bezie-
, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	hung (originärer Parameter A)

(1.1)

$B_k x_{ki} + f_{21}(x_{21k}) + f_{22}(x_{22k}) + \dots + f_{2m}(x_{2mk}) + \alpha_k A_k - \beta_k B_k x_{ki}$	(3.1)
$f_{12}(x_{12k}) + \dots f_{1n}(x_{1nk})$	(3.2) (3.3)
Erwartungswert der logarithmierten Baumhöhe von Baum $i$ an Stichpr punkt $k$	oben-
Feste Koeffizienten mit linearen Effekten auf die Vorschätzungen der or ren Parameter A und B.	riginä-
entsprechend Gleichung 1.1 reparametrisierter BHD von Baum $i$ an Stic benpunkt $k$	chpro-
Kovariablen mit eindimensionalen Effekten auf das Niveau (originärer Pater A) der H-D Beziehung	rame-
eindimensionale penalisierte Regressionssplines zur Beschreibung des Ni der H-D Beziehung (originärer Parameter A)	iveaus
Zufallseffekt des originären Parameters A auf Ebene des Stichprobenpun	ktes
Zufallseffekt des originären Parameters B auf Ebene des Stichprobenpun	ktes
Varianz-Kovarianzmatrix der Zufallseffekte auf Ebene der Stichprobenpur	nkte
Vorschätzung des originären Parameters A an Stichprobenpunkt k	
Vorschätzung des originären Parameters B an Stichprobenpunkt k	
	$B_k x_{ki} + f_{21}(x_{21k}) + f_{22}(x_{22k}) + f_{2m}(x_{2mk}) + \alpha_k A_k - \beta_k B_k x_{ki}$ $f_{12}(x_{12k}) + f_{1n}(x_{1nk})$ Erwartungswert der logarithmierten Baumhöhe von Baum <i>i</i> an Stichpr punkt <i>k</i> Feste Koeffizienten mit linearen Effekten auf die Vorschätzungen der on ren Parameter A und B. entsprechend Gleichung 1.1 reparametrisierter BHD von Baum <i>i</i> an Stic benpunkt <i>k</i> Kovariablen mit eindimensionalen Effekten auf das Niveau (originärer Pa ter A) der H-D Beziehung eindimensionale penalisierte Regressionssplines zur Beschreibung des Ni der H-D Beziehung (originärer Parameter A) Zufallseffekt des originären Parameters A auf Ebene des Stichprobenpun Varianz-Kovarianzmatrix der Zufallseffekte auf Ebene der Stichprobenpun Vorschätzung des originären Parameters A an Stichprobenpunkt <i>k</i>

Die Kalibrierung der Höhenschätzung an BWI 3-Punkten erfolgt auf Basis von sog. Best Linear Unbiased Predictors (BLUPs, vergl. MEHTÄTALO (2004)). Die Vorschätzungen von A und B werden mit zwei weiteren linearen Koeffizienten korrigiert, die sich nach Gleichung 4.2 berechnen. Dadurch werden Niveau und Steigung der geschätzten Höhen-Durchmesser Beziehung an gemessene Höhen angepasst.

$y = \mu + Zb + e$	(4.1)
$\hat{b} = (Z'R^{-1}Z + D^{-1})^{-1}Z'R^{-1}(y - \mu)$	(4.2)

mit

<i>y</i> :	log-transformierte gemessene Höhen
μ:	Erwartungswert der log-transformierten Messhöhen (vergl. Gleichung 3)
Z, b:	Modellmatrix und Vektor der Zufallseffekte
e:	Fehlerterm
D, R:	Varianz-Kovarianzmatritzen von Zufallseffekten und Residuen (vergl. Gleichung 3)

Bei der Auswahl der Klima- und Bodenparameter in den Gleichungen 2 und 3 wurden statistische Kenngrößen wie das Akaike Information Criterion (AIC) und das Bayesian Information Criterion (BIC) berücksichtigt sowie die Plausibilität der Verläufe der nichtlinearen Effekte visuell überprüft. Monotoniebedingungen wurden definiert, um biologisch plausible Verläufe insbesondere an den Datenrändern zu gewährleisten. So kann z.B. der häufig beobachtete negative Effekt von hohen d<sub>g</sub>-Werten als Artefakt von einzelnen niedrigen, alten Bäumen auf armen Standorten entfernt werden. Es wurden Monotonie- und Konkavitätsbedingungen getestet, um sowohl asymptotische als auch parabolische Verläufe identifizieren zu können. Alle Analysen erfolgten in R mit den Paketen SCAM und MGCV (WOOD 2006; PYA 2016; R CORE TEAM 2016).

#### Ergebnisse

Bei der Anpassung des Generalisierten Additiven Modells nach Gleichung 2 für Eiche, Buche, Fichte und Kiefer ergaben sich signifikant nicht-lineare Effekte für den dg. Stichprobenpunkte mit einem dg von unter 10 oder über 60 cm wurden nach ersten Plausibilitätskontrollen aus weiteren Analysen ausgeschlossen, da hier meist unplausible Verläufe mit breiten Konfidenzintervallen, bedingt durch eine geringe Anzahl aufgenommener Bäume, beobachtet wurden. Alle Parameter des Bioclim-Teildatensatzes zeigten signifikant nicht-lineare Effekte. Die stärksten Signifikanzen zeigten dabei die jährlich und quartalsweise aggregierten Parameter, mit weitgehend plausiblen asymptotischen Verläufen. Unplausible Effektverläufe an den Datenrändern konnten durch Angabe von Monotoniebedingungen unterdrückt werden. Um in den geplanten Simulationen Veränderungen in der Vegetationsperiode abbilden zu können, wurden die Bioclim-Parameter Bio10 und Bio18 (Temperaturmittel und Niederschlagssumme für das wärmste Quartal) als Kovariablen verwendet. Der Niederschlagseffekt für die Eiche zeigte als Regressions-Spline einen deutlich nicht-linearen Verlauf, der Effekt der Temperatur war in diesem Fall jedoch nicht signifikant. Daher wurde der Niederschlagseffekt als segmentierter linearer Term beschrieben. Zusätzlich wurden der dg für alle Baumarten und die nFK als Kovariablen für Buche, Fichte und Kiefer selektiert und ihrer Effekte auf Nicht-Linearität überprüft. Für alle Baumarten ergaben sich größtenteils Effekte mit asymptotischem Verlauf, wobei eine Sättigung für die Niederschlagseffekte bei Fichte und Kiefer nicht erreicht wird. Tabelle 5 zeigt die Spanne der zugrundeliegenden Datenbasis für alle Kovariablen mit nicht-linearen Effekten und den ungefähren Bereich der Sättigung. Der Sättigungsbereich wurde visuell als die Spanne der Kovariablen identifiziert, in der die Steigung ihres Effektes null erreicht. Außerdem ist die Amplitude des jeweiligen Effektes auf der Y-Achse auf logarithmischer Ebene angegeben, um die Stärke der Effekte vergleichbar zu machen. Der Effekt des de ist bei der Eiche mit 0,35 Einheiten am geringsten und bei der Kiefer mit 0,6 Einheiten am höchsten. Bei Buche und Fichte ist der Effekt mit 0,51 und 0,45 ähnlich stark. Bei der Kiefer tritt eine Sättigung zudem erst bei einem de von 40 – 50 cm im Vergleich zu 30 – 40 bei den anderen Baumarten cm ein. Bei der Temperatur zeigt sich für alle Baumarten eine Sättigung im Bereich von 16 – 17 °C, bei der Fichte etwas früher bei 15 – 16 °C. Die Amplitude ist bei der Buche mit ca. 0,63 Einheiten deutlich höher als bei den anderen Arten und übersteigt hier die Amplitude des de Effektes. Die Kiefer liegt mit 0,44 Einheiten an zweiter Stelle. Für die Fichte ist die Amplitude des Effektes mit 0,38 Einheiten eher gering, bei der Eiche ist die Amplitude mit 0,32 Einheiten am niedrigsten. Allerdings ist auch der Datenbereich bei Kiefer und Buche am größten, bei der Eiche am geringsten. Beim Niederschlagseffekt ist für Eiche, Buche und Kiefer eine Sättigung zu beobachten, die bei der Eiche relativ früh bei 150 mm und bei Buche und Kiefer erst bei hohen Werten von 400 mm liegt. Die Amplitude des Modelleffektes ist bei der Kiefer mit 0,63 Einheiten am höchsten. Dabei ist der Datenbereich mit 97 – 454 mm etwas kleiner als bei Buche und Fichte, bei denen die Amplituden mit 0,4 und 0,45 Einheiten aber geringer sind. Bei der Eiche sind sowohl die Amplitude mit 0,21 Einheiten als auch der Datenbereich am kleinsten. Die Effekte der nFK zeigen eine Sättigung bei 150 mm für Fichte und Kiefer und bei 200 mm für die Buche. Die Amplitude ist bei der Kiefer mit 0,3 etwas höher als bei Buche und Fichte mit 0,19 und 0,10 Einheiten. Ein nFK-Effekt wurde für die Eiche in der ersten Modellstufe nicht berücksichtigt, da in diesem Fall die simultane Schätzung eines signifikanten Niederschlagseffektes nicht möglich war. Ein linearer Effekt in der zweiten Modellstufe zeigt eine mittlere Amplitude von 0,15 Einheiten. Die Datenbereiche bewegen sich bei allen Arten im Bereich zwischen 0 und 260 – 280 mm. Zur visuellen Plausibilitätskontrolle nicht-linearer Effekte wurden die zugehörigen Verläufe über dem jeweiligen Datenbereich der Kovariablen betrachtet (Beispiel für die Kiefer in Abbildung 1).

Tabelle 5: Amplitude der nichtlinearen Modell-Effekte der ersten Modellierungsstufe (Gleichung 2) in Abhängigkeit vom Datenbereich (Minimum – Maximum) der zugehörigen Kovariablen in der Parametrisierungsgrundlage für Fichte, Kiefer, Buche und Eiche. Zusätzlich ist bei asymptotischen Effektverläufen der ungefähre Sättigungspunkt angegeben, ab dem eine weitere Erhöhung der jeweiligen Kovariablen keinen oder nur einen marginalen Effekt auf die Höhenschätzung hat.

	d <sub>g</sub> [cm]			Temperaturmittel wärmstes Quartal [°C]				
	Datenbereich	Sättigung	Amplitude Effekt [log]	Datenbereich	Sättigung	Amplitude Effekt [log]		
Eiche	10-60	30 – 40	0,35	13,0 - 20,7	16 – 17	0.32		
Buche	10-60	30	0,51	10,4 – 20,7	16 – 17	0,63		
Fichte	10-60	30 – 40	0,45	10,0 - 19,8	15 – 16	0,38		
Kiefer	10 - 60	40 – 50	0,6	10,6 – 21,2	16 – 17	0,44		
	Niederschlagss	summe wärmst	es Quartal [mm]	Quartal [mm] nFK [mm]				
	Datenbereich	Sättigung	Amplitude Effekt [log]	Datenbereich	Sättigung	Amplitude Effekt [log]		
Eiche	113 – 300	150 *	0,21	0-280 **	-	0.15 **		
Buche	86 - 478	400	0,40	0 – 260	200	0,19		
Fichte	140 – 523	-	0,45	0 – 280	150	0,10		
Kiefer	97 – 454	_	0,63	0 – 277	150	0,30		

\* Der Effekt des Niederschlages wurde für die Eiche nicht über einen penalisierten Regressionsspline beschrieben, sondern als linearer Effekt in zwei Segmenten. \*\* Die nFK geht bei der Eiche in der zweiten Modellstufe als linearer Effekt ein.



Abbildung 1: nicht-lineare Effekte des Modells der ersten Modellierungsstufe (Gleichung 2) für die Kiefer. Auf der X-Achse sind die Datenpunkte der jeweiligen Kovariablen als sogenannter "rugplot" aufgetragen. Auf der Y-Achse ist die Wirkung auf die Höhenschätzung in logarithmischen Einheiten abgebildet. Im Ausdruck "s(x,edf)" bezeichnet x den Namen des Parameters im Modellaufruf. edf bezeichnet die geschätzte Anzahl der Freiheitsgrade und gibt Aufschluss über die Nicht-Linearität des Effektes.



Abbildung 2: Höhen-Durchmesser-Kurven für Eiche, Buche, Fichte und Kiefer für Extremwerte von Temperatur und Niederschlag. Die übrigen Kovariablen gehen jeweils mit dem Mittelwert des Gesamtdatensatzes in die Schätzung ein. Abweichend wurde der d<sub>g</sub> auf baumartenspezifische Werte für einen hundertjährigen Bestand gemäß der Ertragstafeln für mäßige Durchforstung der Ertragstafelsammlung nach SCHOBER (1975) fixiert. Die Legende zeigt die Datenbereiche aus Tabelle 4.

Um die Temperatursensitivität der Modelle für alle vier Arten zu überprüfen, wurden Höhen-Durchmesserkurven für Extremwerte der Temperatur im wärmsten Quartal (9 und 22 °C) vorhergesagt (Abbildung 2a). Für den d<sub>a</sub> wurde der Wert eines hundertjährigen Bestandes aus einer Ertragstafel für mäßige Durchforstung verwendet (Eiche 34 cm; Buche 33,6 cm; Fichte 37,6 cm; Kiefer 35,3 cm) (Sсно-BER 1975). Niederschlag und nFK wurden artunabhängig auf den Mittelwert des Gesamtdatensatzes gesetzt. Die Buche zeigt dabei die größte Höhendifferenz (17,3 m) bei einem BHD von 100 cm, mit geschätzten Höhen von 12,8 m bei 9 °C und 27,3 m bei 22 °C. An zweiter Stelle folgt die Eiche, mit einer Höhendifferenz von 14,5 m bei 100 cm BHD, 12,8 m bei 9 °C und 27,3 m bei 22 °C. Kiefer und Fichte weisen ähnliche Höhendifferenzen von 11,7 m und 12,1 m auf. Dabei erreicht die Fichte bei 9 °C eine Höhe von 23,2 m, die Kiefer erreicht 20,1 m. Bei 22 °C erreicht die Fichte 34,9 m, die Kiefer 32,2 m. Bei 9 °C liegt die Vorhersage für die Eiche mit einem Temperaturminimum von 13 °C am stärksten im Extrapolationsbereich, bei 22 °C die Fichte mit einem Maximum von 19.8 °C. Für die Niederschlagssensitivität wurden Extremwerte von 100 und 500 mm für das wärmste Quartal ausgewählt. Die Kiefer zeichnet am deutlichsten mit einer Höhendifferenz von 22,9 m bei einem BHD von 100 cm, mit einer Höhe von 22,3 m bei 100 mm Niederschlag und 45,3 m bei 500 mm Niederschlag. Darauf folgt die Fichte mit 20,44 m Höhenunterschied bei 100 cm BHD. Die Höhe bei 100 cm BHD beträgt dabei 25 m bei 100 mm und 45,4 m bei 500 mm. Bei geringerem BHD liegen die vorhergesagten Höhen der Kiefer über denen der Fichte, die Kurven laufen dabei mit steigendem BHD gegeneinander. Die Buche liegt mit einer Höhendifferenz von 12,8 m bei 100 cm BHD in der Mitte. Die vorhergesagten Höhen für 100 mm Niederschlag sind für diese Art bei hohem BHD mit 27,6 m bei 100 cm BHD am höchsten. Bei 500 mm Niederschlag liegen die Höhenvorhersagen für die Buche unter Kiefer und Fichte, mit einer Höhe von 40,4 m bei 100 cm BHD. Die Eiche reagiert mit einer Höhendifferenz von 6,7 m nur sehr schwach auf Niederschlagsunterschiede. Bei 100 mm Niederschlag weist sie mit 20,4 m die geringste Höhe bei 100 cm BHD auf. Die Kurve liegt bei BHD ab ca 20 cm unter den Vorhersagen der anderen Baumarten. Bei 500 mm Niederschlag liegt die Eiche mit 27,0 m noch unter der Höhenvorhersage für die Buche bei 100 mm Niederschlag. Bei 100 mm liegen die Vorhersagen für Eiche und Fichte im Extrapolationsbereich, wobei die Modelle für Mindestniederschläge von 140 und 113 mm angepasst wurden. Bei 500 mm liegt die Eiche mit einem Maximalniederschlag von 300 mm am stärksten im Extrapolationsbereich, Buche und Kiefer mit 478 und 454 mm nur schwach. Die Vorhersage für die Fichte liegt mit einem Maximalniederschlag von 523 noch im abgedeckten Datenbereich.

In der zweiten Modellstufe (Gleichung 3) konnte für alle Baumarten das Kohlenstoff-Phosphor-Verhältnis (C:P-Verhältnis) als signifikanter linear wirkender Parameter identifiziert werden. Da es jedoch an den Traktecken der BWI 3 nicht erhoben wird, wurde es nicht in das finale Modell übernommen. Bei der Eiche wurde die nFK in der zweiten Modellstufe als lineare wirkender Parameter hinzugefügt.

Abbildung 3 zeigt eine beispielhafte Kalibrierung nach Gleichung 4.2 für Höhenschätzungen an einem Punkt der BWI 3. Unplausibilitäten in der Kalibrierung für alle vier behandelten Baumarten ließen sich auf Fehler in der Schichtansprache bzw. den Höhenmessungen im BWI 3-Datensatz zurückführen. Liegen für eine Bestandesschicht einzelne stark abweichende Messhöhen vor, resultiert daraus eine hohe Abweichung von der kalibrierten Höhe.



Abbildung 3: Kalibrierung von Höhenschätzungen für Eiche im Hauptbestand auf BWI Trakt Nr. 22167, Traktecke Nr. 3.

#### Diskussion

Ein wesentlicher Unterschied der vorgestellten Methode in Bezug auf LAPPI (1997) und MEHTÄTALO (2004) besteht in der Verwendung von einmalig aufgenommenen Inventurdaten mit einer hohen räumlichen Ausdehnung im Gegensatz zu zeitlich hoch aufgelösten Versuchsflächendaten. LAPPI (1997) leitet Alterstrends für die originären Parameter A und B aus Wiederholungsinventuren ab, was die Modellierung spezifischer H-D Kurven für Fläche und Aufnahmezeitpunkt erlaubt. Der vorliegende Datensatz enthält jedoch keine Wiederholungsmessungen. Außerdem fehlen ausreichend präzise Altersschätzungen für den BioSoil-Teildatensatz. Die additive GAM-Struktur ermöglicht jedoch die Beschreibung eines artspezifischen, nicht-linearen d<sub>q</sub>-Effektes. Der d<sub>q</sub> wurde bereits von MEHTÄTALO (2004) als Kovariable zur Beschreibung der Entwicklungsstufe des Bestandes verwendet. Zwar ist der d<sub>g</sub> selber von Standortseigenschaften abhängig. Dennoch konnten bei der Modellselektion nach Gleichung 4 plausible Effekte für Temperatur, Niederschlag und nFK identifiziert werden. Die zukünftige Modellentwicklung sieht die Schätzung des d<sub>a</sub> abhängig vom Bestandesalter und Kovariablen für Klima und Standort als Vorstufe der Höhenschätzung vor. Insbesondere bei der Temperatur zu erwartende parabolische Verläufe wurden allerdings nicht durch die Daten gestützt. Asymptotische Verläufe zeigten sich auch bei der Parametrisierung von Höhen-Durchmesser- und Bonitätsmodellen für Fichte in Niedersachsen bei ALBERT & SCHMIDT (2010) und PYA & SCHMIDT (2016) sowie bei der Identifizierung von Parameterräumen mit besonders hohen bzw. geringen Wuchsleistungen für Fichte durch BRANDL et al. (2014). Bei der Parametrisierung eines klimasensitiven Bonitätsmodells für Küstenkiefer auf Basis kanadischer und skandinavischer Versuchsflächen durch FRIES et al. (2000) zeigten sich ähnliche Verläufe für Temperatursummen über einem 5.6 °C-Schwellenwert und das Temperaturmittel im Juli. Für den schwellenwertbasierten Parameter zeigte sich hier ein leicht parabolischer Effektverlauf. Möglicherweise ist der Verlauf aber ein Artefakt der verwendeten Funktion (Polynom zweiten Grades). LOEHLE (2000) kommt zu dem Schluss, dass parabolische Temperatureffekte i.d.R. nicht durch Daten gestützt werden können. Ein negativer Einfluss erhöhter Temperaturen auf die Baumhöhe zeigt sich möglicherweise nur in Verbindung mit dem Wasserhaushalt in Form von Trockenstreßindikatoren. Diese lagen jedoch für den Gesamtdatensatz nicht vor. Der Effekt des aus Temperatur und Niederschlag berechneten Ariditätsindex nach

DE MARTONNE (1926) wurde in vorherigen Analysen getestet, zeigte jedoch auch nicht den erwarteten parabolischen Verlauf. Im Vergleich zwischen den Baumarten anhand von Tabelle 5 zeigt die Buche die höchste und die Eiche die geringste Klimasensitivität gemessen an der Amplitude der Temperatur- und Niederschlagseffekte. Die Höhen-Durchmesserkurven in Abbildung 2 zeigen jedoch eine höhere Sensitivität der Eiche im Vergleich zu Fichte und Kiefer, die auf einen stark abfallenden Effekt bei niedrigen Temperaturen und eine stärkere Extrapolation zurückzuführen ist. Dieses Ergebnis charakterisiert die Eiche grundsätzlich als wärmeliebende Baumart. In einer Analyse von Jahrringdaten durch FRIEDRICHS et al. (2009), in der Sommetrockenheit durch eine Hauptkomponentenanalyse als wichtigster Wachstumsparameter identifiziert wurde, reagierte die Buche ebenfalls am sensitivsten, die Traubeneiche am wenigsten sensitiv, jeweils im Vergleich zur Kiefer. In einer ähnlichen Studie von GARCÍA-SUÁREZ ET AL. (2009) zeigte die Buche ebenfalls die höchste Klimasensitivität. Die Niederschlagssensitivitäten der Modelle sind deutlich schwieriger zu interpretieren. Fichte und Kiefer reagieren hier deutlich stärker als die anderen Baumarten, während die Eiche nur sehr schwach zeichnet. Dies liegt an der fehlenden Asymptote bei Fichte und Kiefer einerseits und am fehlenden Effekt von höheren Niederschlägen bei der Eiche andererseits. Dabei sind unplausible Verläufe besonders im Extrapolationsbereich zu erwarten. Hier könnte eine Kappung der Effekte für Fichte und Kiefer in hohen Niederschlagsbereichen Abhilfe schaffen. Bei der Bewertung ist hervorzuheben, dass kein Effekt von Tages-, Monats- oder Jahresmitteln auf eine Wachstumsrate modelliert wird, sondern von einen Zeitraum von über 50 Jahre umfassenden gemittelten Werten auf die Höhe zu einem einzigen Inventurzeitpunkt. Eine dynamische Aggregierung über das Baumalter könnte plausiblere Effekte ergeben, ist aber auf Basis des Worldclim-Datensatzes und der groben Altersschätzungen im BioSoil-Datensatz nicht möglich. Der Effekt der nFK ist relativ schwach ausgeprägt, zeigt jedoch plausible Funktionen mit einer Sättigung im Bereich von 150 bis 200 mm. Bei geringerer nFK kann mangelnde Bodenwasserverfügbarkeit zu einer Reduktion der Produktivität führen.

Die Auswahl von weiteren Bodenparametern ergab trotz der vermuteten hohen Datenqualität kein zufriedenstellendes Ergebnis. Die Kovariablen waren entweder nicht signifikant oder zeigten unplausible Effektverläufe. Es ist zu vermuten, dass sich Effekte der Nährstoffvorräte oder der Basensättigung bei der Modellselektion im Vergleich zu generellen klimatischen Trends nur auf einer feineren räumlichen Skala durchsetzen, die im 16x16 bzw. 8x8 km-Raster des BioSoil/BZE Teildatensatzes nicht gegeben ist. Studien, in denen quantitative oder qualitative Bodeneigenschaften wie z.B. Nährstoffverfügbarkeit Eingang in Standort-Leistungsmodelle fanden, basieren entweder auf einem Stichprobenraster mit einer Dichte von min. 4x4 km (ALBERT & SCHMIDT 2010; BRANDL ET AL. 2014; PYA & SCHMIDT 2016), oder Probeflächen wurden aktiv im Hinblick auf Standortsunterschiede ausgewählt (FRIES ET AL. 2000; PAULO ET AL. 2014).

Zukünftig wird eine Validierung der Modellkalibrierung anhand von Versuchsflächendaten angestrebt. Dabei ist zum einen die Sensitivität der Kalibrierung für die Anzahl der verwendeten Höhenmessungen von Interesse. Zum anderen soll die anzunehmende Erhöhung des Vorhersagefehlers bei der Fortschreibung im Verhältnis zum Kalibrierungszeitpunkt überprüft werden.

#### Danksagung

Das Projekt WP-KS-KW wird im Rahmen des Waldklimafonds (FKZ 28WC400303) durch das Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft (BMEL) und das Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (BMU) gefördert. Die Erhebung der BZE-Daten wurde von den Forstlichen Versuchsanstalten der Länder durchgeführt und finanziert. Die HBI-Daten wurden vom Thünen-Institut für Waldökosysteme erhoben und finanziert. Wir danken Nicole Wellbrock (Thünen-Institut für Waldökosysteme) für die Bereitstellung der Daten. Die BioSoil-Daten wurden im Rahmen des BioSoil-Projekts unter der ForestFocus-Regulation EC No. 2152/2003 erhoben und kofinanziert. Wir danken Nathalie Cools, Bruno de Vos (Forest Soil Coordinating Centre of ICP Forests, Research Institute for Nature and Forest (INBO), Geraardsbergen, Belgien), Roberto Canullo (International School of Advanced Studies, Universität Camerino, Italien) und Till Kirchner (Thünen-Institut für Waldökosysteme) für die Bereitstellung der Daten. Unser Dank für die Bereitstellung der Daten der französischen nationalen Waldinventur gilt dem Institut national de l'information géographique et forestière (IGN), Saint-Mandé Cedex, Frankreich.

#### Literatur

- ALBERT, M., HANSEN, J., NAGEL, J., SCHMIDT, M., & SPELLMANN, H.: Assessing risks and uncertainties in forest dynamics under different management scenarios and climate change. Forest Ecosystems 2 (1): 1–21, 2015
- ALBERT, M. & SCHMIDT, M.: Climate-sensitive modelling of site-productivity relationships for Norway spruce (Picea abies (L.) Karst.) and common beech (Fagus sylvatica L.). Forest Ecology and Management 259 (4): 739–749, 2010
- AD-HOC AG BODEN: Bodenkundliche Kartieranleitung. KA5. Schweizerbart Science Publishers, Stuttgart, Germany, 2006

BASTRUP-BIRK, A., NEVILLE, P., CHIRICI, G., & HOUSTON, T.: The BioSoil Forest Biodiversity Field Manual., 2007

BIOCLIM: Bioclim | WorldClim - Global Climate Data., 2016 URL: http://www.worldclim.org/bioclim

- BRANDL, S., FALK, W., KLEMMT, H.-J., STRICKER, G., BENDER, A., RÖTZER, T. & PRETZSCH, H.: Possibilities and limitations of spatially explicit site index modelling for spruce based on national forest inventory data and digital maps of soil and climate in Bavaria (SE Germany). Forests 5 (11): 2626–2646, 2014
- DE MARTONNE, E.: Une novelle fonction climatologique: l'indice d'aridité. La Meteorologie 21: 449-458, 1926
- DE VOS, B. & COOLS, N.: Second European Forest Soil Condition Report. Volume I: Results of the BioSoil Soil Survey. Research Institute for Nature and Forest, Brussel, 2011
- FRIEDRICHS, D. A., TROUET, V., BÜNTGEN, U., FRANK, D. C., ESPER, J., NEUWIRTH, B. & LÖFFLER, J.: Species-specific climate sensitivity of tree growth in Central-West Germany. Trees 23 (4): 729–739, 2009
- FRIES, A., LINDGREN, D., YING, C. C., RUOTSALAINEN, S., LINDGREN, K., ET AL.: The effect of temperature on site index in western Canada and Scandinavia estimated from IUFRO Pinus contorta provenance experiments. Canadian journal of forest research 30 (6): 921–929, 2000

GARCÍA-SUÁREZ, A., BUTLER, C., & BAILLIE, M.: Climate signal in tree-ring chronologies in a temperate climate: a multispecies approach. Dendrochronologia 27 (3): 183–198, 2009

- HIJMANS, R. J., CAMERON, S. E., PARRA, J. L., JONES, P. G., & JARVIS, A.: Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas. International journal of climatology 25 (15): 1965–1978, 2005
- HILBRIG, L., WELLBROCK, N., BIELEFELDT, J., HILBRIG, L., WELLBROCK, N. & BIELEFELDT, J..: Harmonisierte Bestandesinventur: Zweite Bundesweite Bodenzustandserhebung BZE II. Methode., 2014 URL: http://EconPapers.repec.org/RePEc:zbw:jhtiwp:26
- IUSS WORKING GROUP WRB: World Reference Base for Soil Resources., 2007
- KÖLLING, C.: Ordination von Waldökosystemen nach Stoffkonzentrationen der Lösungsphase und bodenchemischen Tiefengradienten. Journal of Plant Nutrition and Soil Science 162 (1): 89–95, 1999
- LAPPI, J.: A Longitudinal Analysis of Height/Diameter Curves. Forest Science 43 (4): 555–570, 1997
- LOEHLE, C.: Forest ecotone response to climate change: sensitivity to temperature response functional forms. Canadian journal of forest research 30 (10): 1632–1645, 2000
- MEHTÄTALO, L.: A longitudinal height–diameter model for Norway spruce in Finland. Canadian Journal of Forest Research 34 (1): 131–140, 2004
- METTE, T. & KÖLLING, C.: Wald, Wachstum, Umwelt. Großes Gemeinschaftsprojekt WP-KS-KW verschneidet die Bundeswaldinventur mit Boden- und Umweltdaten. LWF aktuell 107: 46–49, 2015
- PAULO, J. A., PALMA, J. H. N., GOMES, A. A., FAIAS, S. P., TOMÉ, J. & TOMÉ, M.: Predicting site index from climate and soil variables for cork oak (Quercus suber L.) stands in Portugal. New Forests 46 (2): 293–307, 2014
- PYA, N.: scam: Shape Constrained Additive Models. 2016
- PYA, N. & SCHMIDT, M.: Incorporating shape constraints in generalized additive modelling of the height-diameter relationship for Norway spruce. Forest Ecosystems 3 (1): 1–14, 2016
- R CORE TEAM: R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2016
- SPELLMANN, H., ALBERT, M., SCHMIDT, M., SUTMÖLLER, J., & OVERBECK, M.: Waldbauliche Anpassungsstrategien für veränderte Klimaverhältnisse. AFZ-Der Wald 11 (2011): 19–23, 2011
- SCHOBER, R.: Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., 1975
- VIDAL, C., BÉLOUARD, T., HERVÉ, J.-C., ROBERT, N., & WOLSACK, J.: A New Flexible Forest Inventory in France. Seventh Annual Forest Inventory and Analysis Symposium, 2005
- WESSOLEK, G., KAUPENJOHANN, MARTIN, & RENGER, M.: Bodenphysikalische Kennwerte und Berechnungsverfahren für die Praxis. Rote Reihe. Institut für Ökologie, Fachgebiet Bodenkunde, Standortkunde und Bodenschutz, Berlin, 2009
- WOOD, S. N.: Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman and Hall/CRC, 2006

# Ändern sich Kronenallometrien von Fichte und Lärche in Abhängigkeit von der Mischung?

Gerald Dirnberger, Angela Kumer, Eduard Schnur und Hubert Sterba Institut f. Waldwachstum, BOKU Wien

#### Zusammenfassung

Kronengröße und –struktur sind wichtige Indikatoren zur Abschätzung der Baumvitalität, des Lichtgenusses und der Wuchsbedingungen eines Baumes. Das Blatt als kleinste Einheit der Krone ist die wichtigste Schnittstelle zwischen Baum und Umwelt, da hier der Austausch von physiologisch wichtigen Faktoren erfolgt. Die Blattfläche kann daher als eine der bedeutendsten Kennzahlen der forstlichen Ertragskunde angesehen werden.

Besonderes forstliches Interesse erweckt die Frage, ob und wie sich die Kronen insbesondere hinsichtlich ihrer Blattfläche in Rein- und Mischbeständen unterscheiden und wie sich die Kronenstruktur auf das Wachstum des individuellen Baumes in den jeweiligen Beständen auswirkt.

Als Datengrundlage dienen 4 Triplets bestehend aus einem Fichten-Lärchen-Mischbestand und je einem Reinbestand der beiden Baumarten in der Steiermark. In jedem Bestand wurden die forstüblichen Parameter Baumart, BHD, Höhe und Kronenansatz erhoben. Außerdem wurden von jedem Baum die Koordinaten gemessen und Kronenablotungen durchgeführt sowie der Zuwachs des Baumes gebohrt.

Zusätzlich wurden in jedem Bestand Probestämme gefällt. In den Fichtenbeständen wurden 10 Fichten, in den Lärchenbeständen 15 Lärchen und in den Mischbeständen beide Baumarten mit derselben Anzahl ausgewählt. Von diesen wurden zur Bestimmung der Blattfläche alle Astdurchmesser sowie an Probeästen die Nadelmasse und die spezifische Blattfläche ermittelt.

In der vorliegenden Studie wurden jeweils für Fichte und Lärche

- die Blattflächen bestimmt,
- mit vorhandenen Schätzfunktionen verglichen und
- geeignete eigene Modelle zur Schätzung der Blattfläche entwickelt.

Bei der Analyse lässt sich feststellen, dass sowohl Lärchen als auch Fichten signifikant unterschiedliche Kronenkennzahlen im Rein- und Mischbestand aufweisen. Im Hinblick auf Blattfläche und Blattfläche im Verhältnis zur Schirmfläche sind die Unterschiede am markantesten.

Bei der Lärche wurden keine für Rein- und Mischbestände passenden Schätzfunktionen aus der Literatur gefunden. Dies liegt auch daran, dass es kaum Studien über Lärchen-Blattfläche gibt. Bei der Fichte gibt es einige Modelle, die mehr oder weniger gut für das Untersuchungsgebiet anwendbar sind.

Bei der Modellierung von eigenen Blattflächenfunktionen stellte sich heraus, dass die Mischung nur bei Lärchen einen signifikanten Effekt hat. Hingegen kann die Fichten-Blattfläche sowohl in Reinbeständen als auch in Mischbeständen mit demselben Modell geschätzt werden, jedoch muss die Bestandesdichte (Bestockungsgrad) berücksichtigt werden.

#### Einleitung

Die Beschreibung der Baumkrone war und ist in den Forstwissenschaften eine wichtige Aufgabe, da hier der Austausch mit der Umwelt erfolgt. Mithilfe von Kronenkennzahlen werden oft komplexere Kronenstrukturen versucht zu beschreiben. Eine dieser komplexen Strukturen stellt die Blattfläche dar. Diese ist eine der wichtigsten Maßzahlen, da sie die photosynthetisch aktive Oberfläche darstellt. Oft werden indirekte Schätzmethoden angewandt (zum Beispiel optische Messung des Blattflächenindex eines Bestandes), um die Blattfläche zu bestimmen. Eine exakte, zerstörungsfreie Erhebung scheint nahezu unmöglich, wenngleich dies eine Voraussetzung für eine sinnvolle Interpretation von Zuwachserhebungen wäre.

Kronenkennzahlen, Allometrien von Kronenmaßen mit Baumparametern und Schirm-, Mantel- oder Blattfläche können zur Schätzung oder Beurteilung von Baumwachstum, Zuwachs und Wuchseffizienz herangezogen werden (sh. ASSMANN 1961; PRETZSCH 2009).

Traditionelle Kronenkennzahlen wurden bereits Mitte des vorigen Jahrhunderts untersucht (ASSMANN 1961). Auch Allometrien von Kronenmaßzahlen wie Schirmfläche (CPA) wurden bereits mehrfach untersucht. Zu den komplexeren Kronenmaßzahlen wie Mantelfläche (CSA) und vor allem Blattfläche (LA) gibt es bei der Fichte zahlreiche Studien vor allem in jüngerer Vergangenheit (HO 2010; GSPALTL & STERBA 2011; HOCHBICHLER et al. 2006; ECKMÜLLNER 2006; LEHTONEN et al. 2004; WIRTH et al. 2004). Kronenmaßzahlen von Lärchen sind hingegen eher selten untersucht worden (BURGER 1945; RUBATSCHER et al. 2006). All diese Untersuchungen beziehen sich auf Reinbestände.

Wie sich die Kronen in Mischbeständen darstellen und ob es Unterschiede zu vergleichbaren Reinbeständen gibt, wurde bisher - insbesondere in Fichten-Lärchen-Mischbeständen - (mit Ausnahme von FELLNER & STERBA 2015) kaum untersucht. Die vorliegende Studie beschäftigt sich daher mit diesen beiden Baumarten in Mischbeständen und in benachbarten Reinbeständen.

Ziel war es, den Einfluss der Mischung auf Kronenkennzahlen und Allometrien festzustellen. Im Speziellen sollte die Blattfläche darauf hin getestet werden, da diese ganz besonders geeignet ist, Aussagen über Zuwachs und Wuchseffizienz zu machen. Dazu war es notwendig, die Blattfläche an Einzelbäumen möglichst genau zu bestimmen und über geeignete Modelle für ganze Bestände darzustellen.

Drei Fragestellungen sollen beantwortet werden: Unterscheiden sich Fichten-Lärchen-Mischbestände bezüglich

- a) Mittlerer Kronenkennzahlen
- b) Kronenallometrien (Kronenparameter als Funktion des BHD), und
- c) Blattfläche

von den jeweiligen Reinbeständen?

#### Material und Methoden

Das Untersuchungsgebiet liegt in der Steiermark in der Nähe der Stadt Leoben. Insgesamt wurden 12 Bestände mit 4020 Bäumen erhoben. Diese sind eingeteilt in 4 Bestandestripel mit je einem Fichten-Lärchen-Mischbestand und je einem Fichten- und einem Lärchenreinbestand.

Die Bestandestripel liegen auf verschiedenen Seehöhen von 900 m (Tripel 2), 1.200 m (Tripel 1 und 3) bis 1.300 m ü.NN. (Tripel 4), und weisen unterschiedliche Alter auf. Die wichtigsten Bestandesmittelwerte können der nachfolgenden Tabelle entnommen werden.

Tabelle 1 Flächenbeschreibung der 12 Probeflächen. Die Oberhöhe wurde berechnet als Mittelhöhe der 100 stärksten Bäume am Hektar, die Bonität ist angegeben als der durchschnittliche Gesamtzuwachs im Alter 100 ( $dG_{2_{100}}$ ). Bei den Mischbeständen stehen die Werte für Fichte jeweils links, jene der Lärche rechts des Teilers (Fi | Lä)

Bestandes- Triplett	Probe- fläche	Mischung	Fläche (ha)	Alter (Jahre)	dGz <sub>100</sub> (Vfm <sub>D</sub> /J)	Bestockungs- Grad	Oberhöhe (m)	Grundflächen- mittelstamm (cm)
	1	Fi	0,2504	40	10,1	1,438	18,7	21,2
1	2	Fi   Lä	0,2664	42   45	9,7   8,9	1,132	19,0   21,5	15,2   27,3
	3	Lä	0,1379	47	8,5	1,636	21,2	22,8
	4	Fi	1,6172	100	15,3	0,821	39,7	47,2
2	5	Fi   Lä	1,1660	126   93	9,0   10,0	0,776	33,9   34,8	35,2   36,4
	6	Lä	0,6805	92	8,9	0,899	31,7	30,7
	7	Fi	0,6097	124	8,2	1,165	32,0	38,5
3	8	Fi   Lä	0,3281	123   134	8,5   7,8	1,267	32,6   33,5	40,5   44,5
	9	Lä	1,1543	150	9,6	0,873	39,3	46,0
	10	Fi	0,7086	116	5,9	1,051	27,1	34,4
4	11	Fi   Lä	1,2886	175   183	6,1   6,7	0,967	29,3   31,9	39,7   48,3
	12	Lä	1,1104	147	8,7	0,791	32,1	35,6

Auf jeder Probefläche wurden die forstüblichen Parameter: Baumart, BHD in Zentimetern, Höhe in Metern und Kronenansatz in Metern gemessen. Zusätzlich wurden von jedem Probebaum die Koordinaten erhoben und der Zuwachs gebohrt. Pro Baum wurden sechs bis acht Kronenradien mittels eines laserbasierten Werkzeugs, das zur computergestützten Felddatenerhebung dient (Field-Map<sup>®</sup> Version 8), abgelotet.

Mit dem quadratischen Mittel dieser Radien konnten der Kronendurchmesser und die weiteren Kronenkennzahlen nach Assmann (1961) (Spreitungsgrad, Plumpheitsgrad und Ausladungsverhältnis) errechnet werden.

Zusätzlich wurden in jedem Mischbestand und im jeweiligen Reinbestand 15 Lärchen und 10 Fichten als Probestämme ausgewählt. An diesen Probestämmen wurden zusätzlich alle Astbasisdurchmesser, Position der Äste, und anhand je 24 Probeästen die Nadeltrockenmasse genau bestimmt. Insgesamt standen schlussendlich 74 Fichten und 120 Lärchen mit 4656 Astproben für die Auswertung der Blattfläche (und zur späteren Auswertung der Zuwachsleistung mittels Stammscheiben) zur Verfügung.

Die Kronen der Probebäume wurden in Drittel eingeteilt und je Drittel wurden zusätzlich Nadelproben von exakt 50 Nadeln geworben. Diese wurden zur Bestimmung der spezifischen Blattfläche (SLA) herangezogen. Damit konnte gemeinsam mit der Nadeltrockenmasse (NT) der 24 Probeäste deren Blattfläche (LA) ermittelt werden (Formel 1).

$$LA_{\text{Probeäste}} = NT \cdot SLA \tag{1}$$

SLA und LA beziehen sich auf die projizierte Blattfläche.

Von den 24 Probeästen wurde baumweise mittels doppelt-logarithmischer Regressionen die Frischmasse (FM) aller Äste aus dem Astbasisdurchmesser (d) errechnet (Formel 2). Die Frischmasse der grünen Astmasse (gM) wurde ebenfalls mittels doppelt-logarithmischen Regression aus der gesamten Frischmasse der Äste ermittelt (Formel 3). Mittels eines Quotienten aus der Nadeltrockenmasse (NT<sub>sample</sub>) und der grünen Astmasse (gM<sub>sample</sub>) an einer Laborprobe wurde dann die Nadeltrockenmasse NT des Kronendrittels i berechnet (Formel 4), welche multipliziert mit der jeweiligen spezifischen Blattfläche (SLA) des Kronendrittels und summiert über alle Kronendrittel die Blattfläche des ganzen Baumes ergibt (Formel 5).

$$FM = \exp(a_0 + a_1 \cdot \ln d) \cdot \lambda_1 \tag{2}$$

$$gM = \exp(b_0 + b_1 \cdot \ln FM) \cdot \lambda_2 \tag{3}$$

$$NT_{i} = gM \cdot \frac{NT_{sample,i}}{gM_{sample,i}}$$
(4)

$$LA = \sum NT_i \cdot SLA_i \tag{5}$$

Dabei ist  $\lambda$  die Korrektur, wie sie sich wegen der logarithmischen Transponierungsdiskrepanz ergibt. Die Bestimmtheitsmaße der einzelnen Schritte (0.84 bis 0.93) ließen keine große Fehlerfortpflanzung erwarten.

Das Schema der Probeastwerbung und die genaue Prozedur der Blattflächenkalkulation wurde in Anlehnung an LAUBHANN et al. (2010) konzipiert.

#### Ergebnisse

#### Kennzahlen

Der Mischbestand weist durchwegs Kennzahlen auf, die vom jeweiligen Reinbestand signifikant verschieden sind (Tab. 2). Bei den Fichten fällt auf, dass diese im Mischbestand niedriger und dünner sind, sowie kürzere und schmälere Kronen haben. Als Folge sind auch die Schirmfläche, die Mantelfläche und die Blattfläche kleiner als im Reinbestand. Die klassischen Kronenkennzahlen nach Assmann zeigen dagegen generell höhere Werte im Mischbestand mit Ausnahme des Kronendurchmessers. Tabelle 2 Abweichungen der mittleren Kennzahlen der Mischbestände von denen der jeweiligen Reinbestände samt Signifikanzniveau (\*\*\* p<0,001, \*\* p<0,01, \* p<0,05, n.s. nicht signifikant). Die angeführten Kennzahlen sind: Brusthöhendurchmesser (BHD) und Höhe (H), welche als Division den H/D-Wert ergeben; Höhe des Kronenansatzes (HK); Kronenlänge (CL = H – HK); Kronenverhältnis (CR = CL / H); Kronendurchmesser (CD); Spreitungsgrad (SP = CD / H); Plumpheitsgrad (PL = CD / CL); Ausladungsverhältnis (AUSL = CD / BHD); Kronenschirmfläche (CPA); Kronenmantelfläche (CSA) und Blattfläche (LA), welche jeweils ins Verhältnis gesetzt LA/CPA und LA/CSA ergeben. Rot sind alle Kennzahlen markiert, welche im Mischbestand kleiner sind als im Reinbestand (und vice versa in grüner Markierung)

Verhältnis Mischbestand zu Reinbestand										
	Traditionelle Kennzahlen									
Baumart	BHD		Н		H/D		HK		CL	
Fichte	-16,61%	***	-18,01%	***	-1,11%	n.s.	-24,26%	***	-13,25%	***
Lärche	10,84%	***	-3,98%	**	-13,00%	***	-4,15%	*	-3,76%	n.s.
	Kronenkennzahlen nach Assmann									
Baumart	CR		CD		SP		PL		AUSL	
Fichte	11,08%	***	-6,08%	***	26,46%	***	9,12%	*	26,01%	***
Lärche	5,78%	**	21,35%	***	27,66%	***	17,83%	***	9,41%	***
	"Komplexe	e" Krone	nkennzahlen	l						
Baumart	СРА		CSA		LA		LA/CPA		LA/CSA	
Fichte	-12,08%	***	-17,09%	***	-21,62%	***	-12,38%	***	-5,25%	***
Lärche	47,06%	***	18,28%	***	-21,22%	***	-45,86%	***	-33,30%	***

Die Lärchen sind im Mischbestand zwar geringfügig niedriger, aber stärker. Die Kronen sind annähernd gleich lang, aber breiter als im Reinbestand. Die Schirmfläche ist folglich größer, so wie auch die Mantelfläche, aber die Blattfläche ist interessanterweise kleiner. Bezieht man die Blattfläche auf die Schirmfläche oder auf die Mantelfläche, dann wird der Unterschied noch größer. Das bedeutet, dass die Lärchen im Mischbestand im Mittel lichter sind.

Offensichtliche Unterschiede zwischen den beiden Baumarten bei diesem Bestandesvergleich zeigen sich nur beim BHD und beim Kronendurchmesser sowie bei der Schirmfläche und der Mantelfläche. Die Reinbestände von Fichte und Lärche unterscheiden sich aber kaum (fast gleiche BHD und nur geringfügig breitere Lärchenkronen).

Vergleicht man die beiden Baumarten im Mischbestand (Abb. 1), kann man eine Überlegenheit der Lärche bei fast allen Kennzahlen feststellen (Ausnahme ist die Kronenlänge, die annähernd gleich ist). Nur die Blattfläche ist weit geringer. Die weit stärkeren Lärchen überragen also die Fichten und haben dabei breitere aber lichtere Kronen.



Abbildung 1 Vergleich einer mittleren Lärche und einer mittleren Fichte im Mischbestand

#### Allometrien

Die Schirmfläche, Mantelfläche und Blattfläche kann als Funktion des BHD dargestellt werden (Abb. 2 bis 4).



Abbildung 2 Kronenschirmfläche (CPA) in Relation zum BHD, gruppiert nach Rein- und Mischbestand und ausgeglichen mit einem nichtlinearen Modell

Die Schirmfläche der Lärche ist im Mischbestand eindeutig größer. Hätten die Lärchen im Mischbestand den gleichen Mitteldurchmesser wie im Reinbestand, wäre der Unterschied zwar kleiner aber noch vorhanden.

Bei der Fichte zeigt sich, dass der mittlere Unterschied bezüglich Schirmfläche größer wäre, wenn die Mitteldurchmesser gleich wären.



Abbildung 3 Kronenmantelfläche (CSA) in Relation zum BHD, gruppiert nach Rein- und Mischbestand und ausgeglichen mit einem nichtlinearen Modell

Bezüglich der Mantelfläche zeigen sich bei beiden Baumarten kaum Unterschiede zwischen Rein- und Mischbestand. Die vorhandenen Unterschiede im Mittelwert würden annähernd verschwinden, wenn die Bestände jeweils die gleichen Mitteldurchmesser hätten.



Abbildung 4 Blattfläche (LA) in Relation zum BHD, gruppiert nach Rein- und Mischbestand und ausgeglichen mit einem nichtlinearen Modell

Bei der Blattfläche stellen sich jedoch Unterschiede zwischen den Baumarten heraus. Während sich die Blattfläche der Fichte nicht zwischen Rein- und Mischbestand unterscheidet, ist dies umso deutlicher bei der Lärche. Die Lärchenblattfläche ist im Mischbestand kleiner, wobei dieser Unterschied bei gleichem Mitteldurchmesser noch deutlicher wäre.

Blattflächenfunktionen aus der Literatur

Beim Versuch, die gezeigten Allometrien der Blattflächen mittels vorhandener Funktionen abzubilden, wurden vier vermutlich adäguate Literaturverweise verfolgt. LAUBHANN et al. (2010) und GSPALTL & STERBA (2011) beschreiben die Fichtenblattfläche als Funktion von Mantelfläche, BHD und Oberhöhe. HOCHBICHLER et al. (2006) fanden eine Funktion für die Nadelmasse der Fichte in Abhängigkeit vom BHD. Die Lärchen-Nadelmasse kann nach RUBATSCHER et al. (2006) geschätzt werden, wobei hier BHD und Kronenverhältnis als Prädiktoren fungieren.

Der Vergleich der beobachteten Nadelflächen bzw. Nadelmassen mit den Schätzwerten aus den publizierten Modellen kann aus Abbildung 5 entnommen werden.

Die Funktionen nach LAUBHANN et al. (2010) und GSPALTL &



Abbildung 5 Validierung der Blattflächen- (LA) und Nadelmassen- (NT) Funktionen mit den Beobachtungen (Rot ist jeweils der Mischbestand, blau ist der Fichtenreinbestand und grün ist der Lärchenreinbestand gekennzeichnet.)

STERBA (2011) unterschätzen die gemessenen Blattflächen sowohl im Rein- als auch im Mischbestand. Die geschätzten Nadelmassen nach HOCHBICHLER et al. (2006) überschätzen die gemessenen Werte stark.

Die einzig anwendbare Funktion für die Nadelmasse der Lärche nach RUBATSCHER et al. (2006) würde, über alle Bestände gerechnet, annehmbar gut passen. Jedoch unterschätzt diese Funktion die Nadeltrockenmasse im Reinbestand und überschätzt sie im Mischbestand.

#### Eigenes Modell zur Schätzung der Blattflächen

Anhand der Kriterien R<sup>2</sup>, Variance Inflation Factor (VIF), Akaike´s Informationcriterion (AIC) und Wald Test of Significance wurden geeignete Modelle zur Schätzung der Blattflächen gesucht.

Bei Fichte ist das Ergebnis ein doppelt-logarithmisches Mixed-Effects-Model mit Mantelfläche, BHD und Bestockung nach RDI als Prädiktoren. Dabei ist RDI der relative Density-Index, das ist die beobachtete Stammzahl im Verhältnis zur nach VOSPERNIK & STERBA (2014) abgeleiteten maximalen Stammzahl bei gegebenem d<sub>g</sub>.

$$LA_{Fichte} = \exp\left(a + b * \ln Mantel + c * \ln BHD + d * Bestockung_{RDI}\right) * \lambda + u$$
(5)

Das marginale Bestimmtheitsmaß (also die Bestimmtheit der festen Effekte) betrug 0.844.

Bei Lärche haben wir ein ähnliches Modell gefunden, wobei jedoch anstatt der Bestockung der Fichtenanteil nach RDI eingeht.

$$LA_{Lärche} = \exp(a + b * \ln Mantel + \ln BHD * (c + d * FiAnteil_{RDI})) * \lambda + u$$
(6)

Die Mischung hat also einen signifikanten Einfluss auf die Blattfläche der Lärchen. Das marginale Bestimmtheitsmaß lag bei 0.692.

Zur besseren Vergleichbarkeit wurden beide Blattflächenfunktionen umgeformt, sodass in den folgenden Abbildungen die Blattfläche pro Mantelfläche in Abhängigkeit von den oben genannten Einflussfaktoren aufgetragen ist.



Abbildung 6 Fichten-Modell: Blattfläche je Kronenmantelfläche (LA/CSA) in Abhängigkeit von Kronengröße und Bestockung, gruppiert nach BHD-Klassen

Bei der Fichte zeigen sich folgende Gesetzmäßigkeiten (Abb. 6):

- Bei Zunahme der Bestockungsdichte nimmt die Blattfläche je Mantelfläche ab,
- Bei konstanter Bestockung nimmt über alle Durchmesser die Blattfläche je Mantelfläche mit zunehmender Mantelfläche stark zu,
- Innerhalb der BHD-Klasse nimmt die Blattfläche je Mantelfläche mit zunehmender Mantelfläche ab.



Abbildung 7 Lärchen-Modell: Blattfläche je Kronenmantelfläche (LA/CSA) in Abhängigkeit von Kronengröße und Bestockung, gruppiert nach BHD-Klassen

Bei der Lärche sind folgende Punkte feststellbar (Abb. 7):

- Mantelfläche und BHD haben denselben Effekt wie bei der Fichte
- Bei steigendem Fichtenanteil, also mit zunehmender Mischung mit Fichte, sinkt die Blattfläche je Mantelfläche.

Die Mischbestände in unserem Datenbereich haben eine mittlere Bestockung von 0.78 und einen mittleren Fichtenanteil von 0.45. Setzt man diese Einflussfaktoren konstant, ergeben sich die folgenden Fichten- und Lärchenblattflächen (Abb. 8).



Abbildung 8 Vergleich von Fichten- und Lärchenblattflächen in einem mittleren Mischbestand

Die Fichte weist erwartungsgemäß höhere Blattflächen je Mantelfläche auf, da sie mehrere Nadeljahrgänge trägt. Interessant ist, dass die allgemeine Steigerung über alle BHD bei Fichte steiler ist als bei Lärche. Auch das könnte aber mit den Nadeljahrgängen begründet sein.

#### Diskussion

Die Beschreibung der Kronenmorphologie dient meist dazu, die potentielle Zuwachsleistung eines Baumes abschätzen zu können. Von besonderem Interesse ist in diesem Zusammenhang die Wachstumseffizienz, d.h. wieviel Zuwachs je Einheit genutzter Ressource ein Baum leisten kann. Bei Betrachtung der Ressource Licht wäre das die Lichtausnutzungseffizienz (light use efficiency). Diese kann hinreichend mit der Blattflächeneffizienz (leaf area efficiency) angenähert werden (GSPALTL et al. 2013).

Da die exakte Blattfläche eines Baumes praktisch kaum messbar ist, behilft man sich mit Kronenkennzahlen, Allometrien oder Modellen.

Beim Vergleich der Kronenkennzahlen von Fichten und Lärchen in Rein- und Mischbeständen zeigen sich unterschiedliche Beziehungen. Bei beiden Baumarten sind die Blattflächen im Mischbestand niedriger als im Reinbestand. Das vermögen weder die traditionellen Kronenkennzahlen noch jene nach ASSMANN (1961) auszudrücken. Vor allem letztere scheinen sich eher umgekehrt wie die Blattfläche zu verhalten (mit Ausnahme des Kronendurchmessers bei Fichte).

Da mittels Biomasse-Funktionen aus der Literatur die Blattflächen auf unseren Standorten auch nicht befriedigend abschätzbar waren, entwickelten wir eigene Modelle. Aus den Modellergebnissen lassen sich für Fichte folgende Aussagen treffen (siehe Abb. 6):

- Je dichter die Bestände, desto lichter sind die Kronen der Fichten.
- Je stärker der Baum, desto dichter die Fichtenkrone. Da der BHD auch als Proxy für soziale Stellung steht, erscheint dies noch plausibler.
- Innerhalb einer BHD-Klasse, also bei gleicher sozialer Stellung, wird die Fichtenkrone umso lichter je mehr Mantelfläche der Baum hat. AssMANN (1961) begründet das mit dem relativ größeren Anteil des Kronenkerns an der Gesamtkrone.

Aus dem Lärchen-Modell ergeben sich folgende Erkenntnisse (siehe Abb. 7).

- Die Lärchenkrone wird zwar mit steigender Mantelfläche dichter, aber innerhalb der BHD-Klasse lichter.
- Je höher der Fichtenanteil im Bestand wird, umso lichter werden die Lärchenkronen. Das kommt möglicherweise daher, dass die Lichtbaumart Lärche erhöhtes Höhenwachstum braucht, um im Mischbestand über der Fichte bleiben zu können.

#### Schlussfolgerungen

Die Fichten haben im Mittel im Mischbestand eine geringe soziale Stellung und eine kleinere Krone als im Reinbestand. Die Lärchen haben im Mittel im Mischbestand deutlich größere BHD, etwa gleiche Höhen, aber weitaus größere Kronen als im Reinbestand.

Die Blattflächen- und Nadelmassenfunktionen für Fichte aus der Literatur sind nicht unbedingt auf allen Standorten anwendbar. Die Nadelmassenfunktion für Lärche nach RUBATSCHER et al. (2006) passt zwar im Mittel, diese überschätzt die Nadelmasse aber im Mischbestand und unterschätzt sie im Reinbestand.

Beim Modellieren eigener Blattflächenfunktionen stellten sich Mantelfläche und BHD als Einflussfaktoren bei beiden Baumarten heraus. Bei Fichte hat zusätzlich der Bestockungsgrad einen signifikanten Einfluss, bei Lärche auch der Fichtenanteil. Somit beeinflusst die Mischung nur die Blattflächen der Lärche in einem Fichten-Lärchen-Mischbestand.

#### Danksagung

Gebührender Dank gilt dem Fonds zur Förderung der Wissenschaftlichen Forschung (FWF), der das Projekt "MixProd" unter der Nummer P24433-B16 finanziell unterstützt hat. Weiters wollen wir der Leobner Realgemeinschaft für die Zurverfügungstellung der Probeflächen und für die Unterstützung bei den Außenaufnahmen danken. Ein großer Dank gilt dem gesamten Aufnahmeteam.

#### Literatur

ASSMANN, E.: Waldertragskunde. BLV Verlagsgesellschaft, München Bonn Wien, 1961

- BURGER, H.: Holz, Blattmenge und Zuwachs VII. Mitteilung Die Lärche. In Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen. Kommissionsverlag von BEER & CIE., Buchhandlung, Zürich, pp.7–103, 1945
- ECKMÜLLNER, O.: Allometric relations to estimate needle and branch mass of Norway spruce and Scots pine in Austria. Austrian Journal of Forest Science, 123(1/2), pp.7–16, 2006
- FELLNER, H. & STERBA, H.: Kronenallometrie der Lärche. In J. Klädtke & U. Kohnle, eds: Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten (DVFFA). Sektion Ertragskunde. Jahrestagung 2015. Kammerforst/Thüringen, pp. 26– 33, 2015
- GSPALTL, M. et al.: Leaf area and light use efficiency patterns of Norway spruce under different thinning regimes and age classes. Forest Ecology and Management, 288, pp.49–59, 2013
- GSPALTL, M. & STERBA, H.: An approach to generalized non-destructive leaf area allometry for Norway spruce and European beech. Austrian Journal of Forest Science, 128(4), pp.219–250, 2011
- Ho, H.-Y.: Leaf area , Sapwood Area and Crown Surface Area in Even-aged and in Uneven-aged Norway spruce (Picea abies L. Karst.) stands. Master Thesis, University of Natural Resources and Life Sciences, Vienna, 2010
- HOCHBICHLER, E., BELLOS, P. & LICK, E.: Biomass functions for estimating needle and branch biomass of spruce (Picea Abies) and Scots pine (Pinus Sylvestries) and branch biomass of beech (Fagus sylvatica) and oak (Quercus robur and petrea). Austrian Journal of Forest Science, 123, pp.35–46, 2006
- LAUBHANN, D., ECKMÜLLNER, O. & STERBA, H.: Applicability of non-destructive substitutes for leaf area in different stands of Norway spruce (Picea abies L. Karst.) focusing on traditional forest crown measures. Forest Ecology and Management, 260(9), pp.1498–1506, 2010
- LEHTONEN, A. et al.: Biomass expansion factors (BEFs) for Scots pine, Norway spruce and birch according to stand age for boreal forests. Forest Ecology and Management, 188(1–3), pp.211–224, 2004
- PRETZSCH, H.: Forest Dynamics, Growth and Yield. Berlin, Heidelberg: Springer, 2009
- RUBATSCHER, D. et al.: Biomass expansion functions for Larix decidua: a contribution to the estimation of forest carbon stocks. Austrian Journal of Forest Science, 123, pp.87–101, 2006
- VOSPERNIK, S. & STERBA, H.: Do competition-density rule and self-thinning rule agree? Annals of Forest Science, 72(3), pp.379–390, 2014
- WIRTH, C., SCHUMACHER, J. & SCHULZE, E.-D.: Generic biomass functions for Norway spruce in Central Europe--a meta-analysis approach toward prediction and uncertainty estimation. Tree Physiology, 24(2), pp.121–139, 2004
# Strukturdiversität und Zuwachs in Bergmischwäldern Südwestdeutschlands

Adrian Dănescu<sup>1</sup>, Axel Albrecht<sup>1</sup> und Jürgen Bauhus<sup>2</sup> <sup>1</sup>FVA Baden-Württemberg, Abt. Waldwachstum, Freiburg <sup>2</sup>Fakultät für Umwelt und Natürliche Ressourcen, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

#### Zusammenfassung

Mögliche Beziehungen zwischen Baumartendiversität und Waldökosystemfunktionen wurden in den letzten Jahrzehnten intensiv untersucht. Im Gegensatz dazu gab es deutlich weniger Studien, die die komplexen Einflüsse der Strukturdiversität auf verschiedene Waldfunktionen analysierten. Wir untersuchten den Einfluss sowohl von Struktur- als auch Baumartendiversität auf die Holzproduktion. Dafür verwendeten wir die Daten aus 52 langfristigen Versuchsflächen mit Fichte-Tanne-Buche-Mischbeständen in Baden-Württemberg, die breite Diversitätsgradienten aufwiesen.

Als Näherungsvariable für die Holzproduktion und Ökosystemproduktivität wurde der Grundflächenzuwachs ausgewählt und auf die folgenden Hypothesen hin überprüft: (i) die Diversität der Baumdimensionen hätte einen signifikanten, positiven Einfluss auf die Baum- und Bestandesproduktivität, und (ii) die Diversitäts-Produktivitäts-Beziehung wäre stärker für die strukturelle Diversität als für die Baumartendiversität.

Lineare gemischte Modelle wurden eingesetzt um die Diversitäts-Produktivitäts-Beziehungen zu testen, unter gleichzeitiger Berücksichtigung konventioneller Zuwachsfaktoren. Auf der Baumebene wurden getrennte Modelle für die drei häufigsten Baumarten in unserem Datensatz (Tanne, Fichte und Buche) entwickelt, wohingegen die Baumarten auf der Bestandesebene zusammengefasst wurden.

Die Strukturdiversität (aber nicht die Baumartendiversität) hatte einen starken, positiven Einfluss auf den Baumgrundflächenzuwachs. Besonders stark war dieser Effekt bei großen Bäumen mit niedrigem Konkurrenzdruck ausgeprägt. Auf Bestandesebene wiesen die linearen, gemischten Modelle auf positive signifikante Beziehungen zwischen den Diversitätsvariablen und dem relativen Bestandesgrundflächenzuwachs hin. Jedoch hatte die Strukturdiversität einen leicht stärkeren Einfluss auf diese Antwortvariable als die Baumartendiversität. Unsere Ergebnisse heben die positiven Einflüsse der strukturellen Diversität und Baumartendiversität auf Waldproduktivität und Ökosystemdynamik hervor.

#### Summary

Forest diversity-productivity relationships have been intensively investigated in recent decades. However, comparatively few studies have considered the complex effects of structural diversity on various forest functions. Here, we analyzed the influence of both structural and species diversity on wood production using data from 52 permanent plots in southwestern Germany, showing broad diversity gradients.

We used basal area increment as a proxy for wood production and ecosystem productivity and hypothesized that (i) structural diversity would increase tree and stand productivity, and (ii) diversityproductivity relationships would be weaker for species diversity than for structural diversity.

To test our diversity-productivity hypotheses, we fitted linear mixed-effects models, while also accounting for other growth-relevant factors. Separate models were built for fir, spruce and beech at the tree level, whereas at the stand level we pooled all available data.

Structural diversity (albeit not species diversity) showed a strong positive effect on tree basal area increment. This effect was particularly visible for large trees with low competitive pressure. At the stand level the linear, mixed-effects models indicated a positive significant relationship between diversity variables and the relative basal area increment. Nevertheless, structural diversity showed a relatively stronger effect on this response variable than tree species diversity. Our research highlights the positive effects of species diversity and structural diversity on forest productivity and ecosystem dynamics.

# 1 Einleitung

Die Vorstellung dass vielfältige und strukturreiche Wälder Ökosystemleistungen auf einem höheren Niveau als gleichaltrige Monokulturen liefern ist ziemlich alt (COTTA, 1828). In den letzten Jahrzehnten haben viele Experimente unser Verständnis von Prozessen und Funktionsmechanismen in gemischten Wäldern der tropischen, subtropischen und gemäßigten Regionen deutlich verbessert (BAUHUS *et al.*, 2000, SCHERER-LORENZEN *et al.*, 2007, POTVIN und GOTELLI, 2008). Metaanalysen wurden auch durchgeführt, und diese bestätigten die konsistenten Einflüsse der Baumartenmischung auf Produktivität (PIOTTO, 2008), Baumernährung (RICHARDS *et al.*, 2010), oder Anfälligkeit für Herbivorie (JACTEL und BROCKERHOFF, 2007).

Viele unterschiedliche Theorien versuchen zu erklären, wie die Größenordnung der Ökosystemprozesse oder Ökosystemeigenschaften auf eine Veränderung der Arten- oder funktionellen Diversität reagieren (NAEEM, 2002). Ein bedeutendes Beispiel für Theorien, die die Biodiversität mit Ökosystemfunktionen verknüpfen, ist die Hypothese der Komplementarität. Sie besagt, dass die Größenordnung der Ökosystemprozesse und Eigenschaften wegen positiven Interaktionen wie Nischenabgrenzung oder Fazilitation mit dem Artenreichtum zunimmt (LOREAU und HECTOR, 2001). Jede zusätzliche Baumart erhöht die Größenordnung der Ökosystemprozesse obwohl die Größenordnung eines einzelnen Ökosystemprozesses asymptotisch zunimmt, wenn weitere Arten hinzugefügt werden, nach dem Gesetz des abnehmenden Grenznutzens (HOOPER et al., 2005). Die meisten Theorien über die Beziehung zwischen Biodiversität und die Funktionsweise des Ökosystems wurden anhand von kurzlebigen Pflanzengemeinschaften (z.B. Grünland) getestet (TILMAN et al., 1997, Tilman et al., 2001). Wenn aber langlebige Gemeinschaften wie Wälder berücksichtigt werden, wird die strukturelle Diversität als Biodiversitätskomponente immer bedeutender (MCELHINNY et al., 2005). Trotz der raschen Zunahme der Studien, die signifikante Effekte der Baumartendiversität auf Waldökosystemfunktionen dokumentieren, wurde die Frage, ob Strukturdiversität eine ähnliche Rolle spielen könnte, bisher eher selten gestellt (RYAN et al., 2010, HARDIMAN et al., 2011, HARDIMAN et al., 2013, FAHEY et al., 2015, FICHTNER et al., 2015, JUCKER et al., 2015). Daher darf man sich fragen, ob unterschiedliche Größenklassen der gleichen Baumart, deren Einzelindividuen unterschiedliche Nischen besetzen können, sich nicht wie unterschiedliche Baumarten verhalten können. Außerdem weisen unterschiedliche Baumarten in gemischten Wäldern sehr unterschiedliche Wachstumsmuster und Dimensionen auf, die zu ober- und unterirdischer Stratifizierung führen (BAUHUS et al., 2004). Es ist möglich, dass ein Teil der oft festgestellten Baumartendiversitätseffekte eigentlich zu der strukturellen Diversität zugeordnet werden sollte. Insofern untersucht diese Studie, inwieweit die Strukturdiversität von Mischwäldern die Ökosystemfunktionsweise beeinflussen kann.

Die Beziehung zwischen Artenreichtum und Ökosystemfunktionsweise wurde oft anhand eines Maßstabes der Produktivität vorgenommen. Solch einen Maßstab könnte als "performance currency" (McGILL et al., 2006) betrachtet werden und kann bei der Untersuchung von ökologischen Gemeinschaften verwendet werden. Die Untersuchung verschiedener Ökosystemleistungen in Bezug zum Baumartenreichtum hat unterschiedliche Muster offenbart; die Korrelation kann bei höheren Diversitätsniveaus abnehmen (z.B. Beerenproduktion, (GAMFELDT et al., 2013)), oder es kann auch negative Beziehungen geben, wie z.B. in Bezug auf Trockenresistenz oder Grundwasseranreicherung in Waldökosystemen (GROSSIORD et al., 2014). Hier haben wir die Einzelbaum- und Bestandesproduktivität als Maßstab der Ökosystemleistung verwendet.

Die Beziehung zwischen Diversität und Produktivität hat in den letzten Jahrzehnten umfangreiche Forschungsarbeiten veranlasst und ist heutzutage zu einem Kernpunkt im Forschungsgebiet der Biodiversität und Ökosystemfunktionen geworden (VILÀ et al., 2003, ISHII et al., 2004, PRETZSCH, 2005, PRETZSCH und SCHÜTZE, 2009, MORIN et al., 2011, PAQUETTE und MESSIER, 2011, ZHANG et al., 2012, VILÀ et al., 2013). Untersuchungen dieser Beziehung fokussierten entweder auf die strukturelle Diversität oder auf die Baumartendiversität, obwohl die zwei wechselseitige und teilweise sich überlagernde Einwirkung auf die Produktivität haben (ISHII et al., 2004). Solche Studien fanden positive, negative oder nichtsignifikante Beziehungen zwischen struktureller Diversität und Baum- oder Bestandesproduktivität (LIANG et al., 2005, LEI et al., 2009, LONG und SHAW, 2010, RYAN et al., 2010). Es wurde oft vermutet, dass ein positiver Einfluss der Baumartendiversität auf die Kronendachkomplexität eigentlich die positive Beziehung zwischen Struktur und Produktivität unterstellt (ISHII et al., 2004, MORIN et al., 2011, VILÀ et al., 2013, JUCKER et al., 2015, ZHANG und CHEN, 2015). Jedoch konnte dieser indirekte Einfluss der Baumarten nicht immer erprobt werden (GOUGH et al., 2010, HARDIMAN et al., 2011, HARDIMAN et al., 2013). Infolgedessen werden die grundlegenden Prozesse, die zu einem Nettoproduktivitätsgewinn führen, weiterhin kontrovers diskutiert (PRETZSCH, 2005, VILÀ et al., 2013). Wegen des hohen finanziellen und zeitlichen Aufwands bei der Führung von Experimenten auf langfristigen Versuchsflächen werden solche Ansätze heutzutage immer häufiger anhand von Simulationsstudien (MORIN et al., 2011) oder Untersuchungen anhand von Nationalinventurdaten ergänzt (VILÀ et al., 2013).

Die Anzahl der Studien, die die Einflüsse der Baumartendiversität und der Strukturdiversität auf Produktivität gleichzeitig untersuchen ist eher gering. Eine mögliche Erklärung wäre, dass es ziemlich wenige Michwälder gibt, wo die Baumarten über die ganze Spannbreite der Baumdimensionen auftreten, und wo es möglich ist, diese zwei Effekte voneinander zu trennen. Deswegen war ein Ziel dieser Studie, diese zwei Einflussfaktoren anhand von Daten aus strukturreichen Mischwäldern (überwiegend mit schattenertragenden Baumarten) voneinander zu trennen. Es wurde angenommen, dass (i) die Diversität der Baumdimensionen (Baumhöhe und Durchmesser) einen signifikanten, positiven Einfluss auf die Baumund Bestandesproduktivität hätte, und (ii) die Diversitäts-Produktivitäts-Beziehung stärker für die strukturelle Diversität als für die Baumartendiversität wäre.

# 2 Material und Methoden

#### 2.1 Versuchsflächen und Datenaufnahme

Die untersuchten Bestände befinden sich an 16 Versuchsorten in Baden-Württemberg. Die meisten davon befinden sich im Schwarzwald (12 Versuchsorte mit 34 Feldern), und die anderen Bestände verteilen sich auf die Schwäbische Alb, den Schwäbisch-Fränkischen Wald und Oberschwaben. Die jährlichen Niederschläge betragen zwischen 900 und 2200 mm und die Temperaturen liegen im Bereich kühl-gemäßigter Klimate (Tabelle 1). Die Lage der Versuchsorte ist in Abbildung 1 wiedergegeben.



Abbildung 1: Lage der Versuchsorte in Baden-Württemberg

Die Hauptbaumarten in den Untersuchungsbeständen sind *Abies alba* Mill. (Weißtanne, ab hier Tanne), *Picea abies* (L.) Karst. (Fichte) und *Fagus sylvatica* L. (Rotbuche, ab hier Buche). Die Baumarten repräsentieren den für Mittelgebirgslagen Südwestdeutschlands typischen Tannen-Fichten-Buchen-Bergmischwald.

Die 16 Versuchsorte teilen sich auf drei waldbauliche Versuchsserien mit unterschiedlichen Beobachtungslängen auf: Plenterwaldversuchsflächen, Überführung zu Plenterwald, sowie Femelschlag (Tabelle 1). Grund für die Auswahl dieser Serien ist die breite Spanne vertikaler und horizontaler Bestandesstrukturen sowie die stark unterschiedlichen Baumartenzusammensetzungen. Diese Versuchsserien werden von der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg verwaltet.

Attribut	5	Plenter- wald	Überführung zu Plenterwald	Femelschlag
Anzahl Felder / Versuchsorte		7/4	13 / 5	32 / 7
Wiederholungsaufnahmen (M	W)	15	5	8
Beobachtungszeit (Jahre) (MW	')	75	18	34
Flächengröße (ha) (MW)		0.73	0.5	0.27
Meereshöhe (m) (Spw.)		745–1.003	585-830	351-1.042
Mittlere Jahrestemperatur (°C	(Spw.)	5,0–7,4	7,0–8,9	4,7–10,2
		1.279–		
Mittlerer Jahresniederschlag (I	nm) (Spw.)	1.990	984–1.780	883-2.180
Grundfläche (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> ) (Spw.)		22,2–48,0	30,2–53,0	4,9–59,4
Baumartenanteil in % der	Tanne:	13–48	20–100	3–79
Grundfläche zu Versuchs-	Fichte:	43–87	0–77	16–95
beginn (Spw.)	Sonstige:	0–10	0–5	0–23

Tabelle 1: Standorts- und Bestandesinformationen der drei Versuchsserien (MW: Mittelwert, Spw.: Spannweite)

In den Beständen wurden regelmäßig (i.d.R. alle 5 Jahre) dendrometrische Variablen aufgenommen (nur während der Vegetationsruhezeit). Der Brusthöhendurchmesser (d) wurde mit der Methode der kreuzweisen Kluppung aufgenommen (abgerundet auf den nächsten 1 mm) für alle Bäume dicker als i.d.R. 5 cm. Die Baumhöhe wurde stichprobenmäßig erhoben (n = 21.998), und die gemessenen Werte dienten zur weiteren Ableitung der ungemessenen Baumhöhen (n = 45.364) (EHRING et al., 1999).

Falls Bäume zwischen zwei Aufnahmen außerplanmäßig ausgeschieden sind (z.B. Windwurf), dann wurde nur ihre zuletzt vermessene Dimension für die Berechnung der abhängigen und unabhängigen Variablen berücksichtigt. Bei der Berechnung dieser Variablen wurden nur Bäume ab 6,5 cm Brusthöhendurchmesser berücksichtigt.

#### 2.2 Baumzuwachsmodellierung

Nur die zu Beginn der jeweiligen Messperiode lebenden Bäume mit Durchmesser (BHD) größer als 6,5 cm und mit mindestens einer Wiederholungsaufnahme wurden für die Anpassung der statistischen Modelle herangezogen.

Auf Einzelbaumebene wurde der periodische jährliche Grundflächenzuwachs (ig) berechnet als

$$ig = \frac{\pi}{4} \cdot \frac{(d_t^2 - d_{t-1}^2)}{per}$$
(1)

Mit t als Index für Beobachtungszeitpunkt eines Baums und per die Periodenlänge (d.h. Anzahl der Vegetationsperioden in der Messperiode [t-1, t]). In Tabelle 2 sind die wichtigsten beschreibenden Statistiken wiedergegeben.

Tabelle 2: Zusammenfassung der Parametrisierungsdaten (wiederholte Baumvermessungen: n = 1.809 (Buche), n = 16.832 (Tanne), n = 7.787 (Fichte); wiederholte Bestandesaufnahmen: N = 161). Abkürzungen: ig, Baumgrundflächenzuwachs; iGrel, relativer Bestandesgrundflächenzuwachs; d, Brusthöhendurchmesser; balrel, relative kumulierte Grundfläche der größeren Bäume; G, Bestandesgrundfläche; G<sub>aus%</sub>, entnommenes Grundflächenprozent (100·G<sub>aus</sub>/G<sub>vorDurchforstung</sub>); D<sub>aus</sub>/D, Verhältnis zwischen dem mittleren Durchmesser der ausgeschiedenen Bäumen (D<sub>aus</sub>) und dem aller Bäume (D); MAT, Mitteljahrestemperatur; GSP, Niederschlag in der Vegetationsperiode (MW: Mittelwert, S: Standardabweichung)

	Antwortvariable				Auswahl von möglichen Prädiktoren													
wortvariable (Baumart)	ig (cm²·	a <sup>-1</sup> )	iGrel (%∙a <sup>−</sup>	<sup>1</sup> )	d (cm)		balre	el	G (m²·l	าa <sup>−1</sup> )	G <sub>aus%</sub> (%)	6	D <sub>aus</sub> /	D	MAT (°C)	•	GSP (mm	)
(200	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S	MW	S
Baum (Buche)	11,5	9,98	-	-	22,3	8,65	0,90	0,10	33,6	8,18	13,2	12,21	0,77	0,59	6,0	0,91	795	113
Baum (Tanne)	14,9	20,21	-	-	24,1	14,74	0,78	0,26	34,2	5,76	12,0	8,64	1,13	0,66	6,7	1,25	730	88
Baum (Fichte)	21,8	18,12	-	-	33,6	15,96	0,63	0,29	33,7	5,78	13,7	9,25	1,11	0,63	6,7	1,05	734	84
Bestand (-)	-	-	0,94	0,36	-	-	-	-	33,2	9,93	15,0	13,1	0,95	0,83	7,2	0,97	656	128

Baumzuwachs in ungleichaltrigen Wäldern wurde oft als Funktion der Baumart, Dimension, Konkurrenz und Standortleistungskraft dargestellt (MONSERUD und STERBA, 1996). Weil wir die zwischenartlichen Unterschiede möglichst korrekt darstellen wollten, wurden separate Modelle für Tanne, Fichte und Buche entwickelt. Die geringe Häufigkeit von anderen Baumarten rechtfertigte zusätzliche Analysen nicht. Wir berücksichtigten die Baumdimension in unseren Modellen anhand des Brusthöhendurchmessers und einer quadratischen Form dieser Variablen (um die Erprobung von nichtlinearen Beziehungen zu ermöglichen). Wir zentrierten den Brusthöhendurchmesser vor der Berechnung seiner quadratischen Form, um die inhärente Kollinearität zu reduzieren. Baumalter ist auch ein wichtiger Zuwachseinflussfaktor, allerdings konnten wir es wegen der begrenzten Verfügbarkeit dieser Variablen nicht miteinbeziehen. Zur Charakterisierung der Konkurrenzverhältnisse wurden abstandsunabhängige Maße berechnet. Auf der Baumebene wurde die kumulierte Grundfläche der größeren Bäume (engl. basal area of larger trees, bal) als relative Größe berechnet (balrel), d.h. die Summe der Baumgrundflächen wurde durch die Bestandesgrundfläche dividiert (KIERNAN et al., 2008). Auf der Bestandesebene wurde die Bestandesgrundfläche (G, m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>) nach der Durchforstung als Näherungswert der Bestandesdichte berechnet. Durchforstungen und Erntemaßnahmen haben rückkoppelnde Wirkung auf die Konkurrenz zwischen den Bäumen der Versuchsbestände. Deshalb wurden zwei Maße zur Quantifizierung des Entnahmeeffekts berechnet. Die Intensität der Entnahme wurde als entnommenes Grundflächenprozent quantifiziert (G<sub>aus%</sub>), und die Art des Eingriffs als Durchforstungsquotient (D<sub>aus</sub>/D).

Zur Charakterisierung der Standortsgüte wird in Altersklassenwäldern häufig die sogenannte Bonität verwendet. Da dieses Konzept auf Altersangaben angewiesen ist, scheidet es bei der Analyse ungleichaltriger Bestände aus, da in diesen das Alter der Einzelbäume in einem Bestand stark variiert und nicht als Auswertungsdatum zur Verfügung steht. Als Alternative wurden klimatische und Bodenkenngrößen verwendet. Zur Verfügung standen monatliche DWD-Daten zu Temperaturmittelwerten und Niederschlagssummen, die als periodische Mittelwerte (also i.d.R. 5-jährig) analysiert wurden. Dabei wurden sowohl die jährlichen Mittelwerte als auch die Mittelwerte nur während der Vegetationsperiode getestet. Zusätzlich wurden auch die Meereshöhe sowie Indices des Strahlungspotentials (WILSON und GALLANT, 2000) untersucht. Aus der forstlichen Standortskartierung wurden Informationen zum Wasserhaushalt, zur Humusform und zur Bodenart verwendet, um einen einfachen zweistufigen Index der Bodengüte zu codieren (günstig – ungünstig). Wegen der hohen Kollinearität wurde eine Vorauswahl aus den vielen standörtlichen Variablen durchgeführt und nur der Niederschlag in der Vegetationsperiode, die mittlere Jahrestemperatur und der zweistufige Index der Bodengüte weiter für die Modellierung verwendet.

Übliche Waldwachstumsgleichungen verwenden den Grundflächenzuwachs als Antwortvariable. Aufgrund charakteristischer Eigenschaften der Grundflächenzuwächse ist eine Transformation meist unumgänglich, um die Annahmen linearer Regression zu erfüllen. Insbesondere sind hier die Normalverteilung der Residuen und die Homoskedastizität zu nennen. Deswegen haben wir sowohl auf der Baumals auch auf der Bestandesebene eine Box-Cox-Transformation (Box und Cox, 1964) der Antwortvariable durchgeführt. Mit dieser Technik können mehrere Probleme der üblicheren Logarithmus-Transformation umgegangen werden (FISCHER, 2014). Sie wurde folgendermaßen berechnet:

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} (y_i^{\lambda} - 1)/\lambda, \ \lambda \neq 0\\ \ln(y_i), \ \lambda = 0 \end{cases}$$
(2)

Der optimale Wert des Transformationsparameters  $\lambda$  wird iterativ mit Hilfe einer Maximum-Likelihood-Funktion ermittelt (Box und Cox, 1964). Um Bias bei der Rücktransformation der Vorhersagewerte in die Originalskala zu vermeiden wurde ein Korrekturfaktor als Quotient aus den Summen der Vorhersagewerte und der Beobachtungswerte berechnet und mit den rücktransformierten Werten multipliziert (FISCHER, 2016).

#### 2.3 Bestandeszuwachsmodellierung

Auf der Bestandesebene wurde ein relativer periodisch-jährlicher Grundflächenzuwachs (iGrel,  $\% \cdot a^{-1}$ ) berechnet als:

$$iGrel = \frac{(G_t - G_{t-1} + G_{aus_{t-1}}) \cdot 100}{(G_{t-1} - G_{aus_{t-1}}) \cdot per}$$
(3)

wobei G die Grundfläche vor Durchforstung ist (m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>), t der Index für den Beobachtungszeitpunkt, per die Periodenlänge (d.h. Anzahl der Vegetationsperioden in der Messperiode [t–1, t]) und G<sub>aus</sub> die im Rahmen von Durchforstungen entnommene Grundfläche (m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>). Für die Antwortvariable auf der Bestandesebene standen die gleichen standörtlichen Prädiktoren wie auf der Baumebene zur Verfügung (Tabelle 2).

#### 2.4 Diversitätsindices

Mehrere distanzunabhängige Indices zur Quantifizierung der Strukturdiversität und der Baumartendiversität wurden berechnet und später als Prädiktoren getestet. Dabei wurden sowohl Baumhöhen als auch Baumdurchmesser für deren Berechnung herangezogen (Tabelle 3).

Tabelle 3: Zusammenfassung der berechneten und getesteten Diversitätsindices (Parametrisierung- und Evaluierungsdaten; N = 318 wiederholte Bestandesaufnahmen). Abkürzungen:  $d_i$ , Brusthöhendurchmesser des iten Baums;  $g_i$ , Grundfläche des iten, nach Durchmesserrang sortierten Baums ( $m^2 \cdot ha^{-1}$ ); n, Gesamtanzahl von Bäumen; Nd, Anzahl von Durchmesserklassen; Nh, Anzahl von Höhenklassen; Ns, Anzahl von Baumarten;  $p_j$ , Grundflächenanteil (G) in der jten Durchmesserklasse;  $p_k$ , Grundflächenanteil in der kten Höhenklasse;  $p_l$ , Grundflächenanteil der Iten Art;  $p_{jl}$ , Grundflächenanteil in der jten Durchmesserklasse der Iten Art;  $p_{kl}$ , Grundflächenanteil in der kten Höhenklasse der Iten Art; sd<sub>DBH</sub>, Standardabweichung des Durchmessers; sd<sub>H</sub>, Standardabweichung der Baumhöhen;  $\bar{x}_{DBH}$ , mittlerer Baumdurchmesser;  $\bar{x}_H$ , mittlere Baumhöhe (MW: Mittelwert, Spw.: Snanweite)

Spunnwen					
Baum-	Index	Akronym und Gleichung	MW	Spw.	Quelle
attribut				(iviin-iviax)	
Durch-	Variationskoeffizient	$VarD = 100 \cdot \frac{sd_d}{\bar{x}}$	45,31	13,44–99,07	Pretzsch 2009
messer	Gini-Koeffizient	$GCd = \frac{\sum_{i=1}^{n} (2 \cdot i - n - 1) \cdot g_i}{\sum_{i=1}^{n} (n - 1) \cdot g_i}$	0,42	0,15–0,75	Lexerød und Eid 2006
	Index der Nähe zur	LikeJ, s. Quelle	4,18	0–10	HANEWINKEL et al. 2014
	Gleichgewichtskurve				
	Shannon-Index	$\mathrm{Hd} = -\sum_{j=1}^{Nd} p_j \cdot \ln(p_j)$	3,32	2,08–4,11	BUONGIORNO et al. 1994)
	Shannon-Evenness	Ed = Hd/ln(Nd)	92,66	84,16–98,1	LEXERØD und EID 2006
	Schiefe	Skew = $\frac{\sum_{i=1}^{n} (d_i - \bar{\mathbf{x}}_d)^3}{(n-1) \cdot \text{sd}_d^3}$	0,45	-1,84-2,79	STERBA und ZINGG 2006a
Höhe	Variationskoeffizient	$VarH = 100 \cdot \frac{sd_H}{\bar{x}_H}$	32,4	2,51–90,35	Pretzsch 2009
	Gini-Koeffizient	$GCh = \frac{\sum_{i=1}^{n} (2 \cdot i - n - 1) \cdot g_i}{\sum_{i=1}^{n} (n - 1) \cdot g_i}$	0,4	0,08–0,75	LEI et al. 2009
	Shannon-Index	$Hh = -\sum_{k=1}^{Nh} p_k \cdot \ln(p_k)$	2,45	1,07–3,38	LEI et al. 2009
	Shannon-Evenness	Eh = Hh/ln(Nh)	82,99	65,33–97,42	-
Art	Shannon-Index	$Hs = -\sum_{l=1}^{Ns} p_l \cdot \ln(p_l)$	0,71	0–1,25	MAGURRAN 2004
	Shannon-Evenness	Es = Hs/ln(Ns)	66,18	0–99,95	Magurran 2004

#### 2.5 Lineare gemischte Modelle

Da die statistische Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen im ausgewählten Datensatz nicht erfüllt ist, wurde zur Methode der gemischten Modellierung gegriffen. Mit Hilfe der zufälligen Effekte können mangelnde Unabhängigkeiten in Datensätzen angemessen berücksichtigt werden. Die berücksichtigten Effekte quantifizieren die räumliche und zeitliche Klumpung der Datensätze sowie die Schachtelung der Datenebenen ineinander (mehrere Bäume in einem Feld, mehrere Felder an einem Versuchsort).

Für das Einzelbaummodell wurde die folgende Form angewendet:

$$y_{ijkt} = X_{ijkt} \cdot \beta + Z_{i,jk} \cdot b_i + Z_{ij,k} \cdot b_{ij} + Z_{ijk} \cdot b_{ijk} + \varepsilon_{ijkt}$$
(4)

$$b_i \sim N(0, \sigma_i^2); \ b_{ij} \sim N(0, \sigma_{ij}^2); \ b_{ijk} \sim N(0, \sigma_{ijk}^2); \ \varepsilon_{ijkt} \sim N(0, \sigma_{ijkt}^2);$$

Wobei  $y_{ijkt}$  die Antwortvariable des Einzelbaumzuwachses ist, *i* der Index für Versuchsort, *j* der Index für Feld, *k* für einen Baum, und *t* für den jeweiligen Messzeitpunkt.  $X_{ijkt}$  ist die Designmatrix der festen Effekte (also der bekannten Prädiktoren); *Z* sind die Designmatrizen der zufälligen Effekte;  $\varepsilon$  ist der Restfehler;  $\beta$ , *b* sind die Parametervektoren der festen und zufälligen Effekte;  $\sigma$  sind Standardabweichungen.

Die entsprechende Modellgleichung für den Grundflächenzuwachs auf Bestandesebene lautet:

$$y_{ijt} = X_{ijt} \cdot \beta + Z_{i,j} \cdot b_i + Z_{ij} \cdot b_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

$$b_i \sim N(0, \sigma_i^2); \ b_{ij} \sim N(0, \sigma_{ij}^2); \ \varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_{ijt}^2);$$
(5)

Wobei  $y_{ijt}$  die Antwortvariable des Bestandeszuwachses ist, *i* der Index für Versuchsort, *j* der Index für Feld, und *t* für den jeweiligen Messzeitpunkt.  $X_{ijt}$  ist die Designmatrix der festen Effekte (also der bekannten Prädiktoren); *Z* sind die Designmatrizen der zufälligen Effekte;  $\varepsilon$  ist der Restfehler;  $\beta$ , *b* sind die Parametervektoren der festen und zufälligen Effekte;  $\sigma$  sind Standardabweichungen.

Die Box-Cox-Transformation bereinigte nicht die gesamte beobachtete Heteroskedastizität. Deswegen wurden Potenz- und eine Exponential-Varianzfunktionen zusätzlich getestet:

$$Var(\varepsilon_l) = \sigma^2 \cdot |v_l|^{2\cdot\delta} \tag{6}$$

$$Var(\varepsilon_l) = \sigma^2 \cdot exp(2 \cdot \delta \cdot v_l) \tag{7}$$

wo  $\varepsilon_l$  die Modellresiduen der innersten Schachtelungsebene sind (d.h. Baum auf der Baumebene und Bestand auf der Bestandesebene);  $\delta$  der zu schätzende Varianzparameter;  $\sigma_{\varepsilon}$  die ursprüngliche Varianz der innersten Schachtelungsebene;  $v_{ijkt}$  die Varianz-Kovariate. Eine Exponential-Funktion mit dem Baumdurchmesser als Varianz-Kovariate wurde aus mehreren getesteten Varianzfunktionen für die Baumzuwachsmodelle als günstigste ermittelt, wohingegen auf der Bestandesebene die Potenzfunktion mit der Bestandesgrundfläche als Varianz-Kovariate die besten Ergebnisse lieferte (Ergebnisse nicht gezeigt).

Die zeitliche Autokorrelation wurde mit einer autoregressiven Kovarianzstruktur 1. Ordnung integriert (AR(1)). Dabei wird berücksichtigt, dass sich die Messwerte eines Baums/ Bestandes umso weniger ähneln, je länger die zwei zu vergleichenden Zeitpunkte auseinander liegen.

$$\varepsilon_l = \varphi \cdot \varepsilon_{l-1} + e_l \tag{8}$$

wobei  $\varepsilon_l$  die Modellresiduen der innersten Schachtelungsebene sind (d.h. Baum auf der Baumebene und Bestand auf der Bestandesebene);  $\varphi$  der Autokorrelationskoeffizient; t der Index des Beobachtungszeitpunkts; *i*, *j*, *k* Indices der zufälligen Effekte;  $e_l$  ein homoskedastischer, normalverteilter Fehlerterm.

Die Modellentwicklung erfolgte in mehreren Phasen:

- Korrelationen und Zusammenhänge zwischen erklärenden Variablen verstoßen gegen die Annahmen multipler linearer Regressionsmodelle. Deshalb wurde im Vorfeld geprüft, welche der erklärenden Variablen miteinander korreliert sind. Unzulässige Korrelationen wurden mit Hilfe des Konditionsindexes überprüft und bei Überschreiten des kritischen Werts 30 herausgefiltert (DORMANN et al. 2013). Insbesondere die zahlreichen klimatischen Kenngrößen waren hochgradig korreliert, so dass nach Endauswahl lediglich die mittlere Jahrestemperatur und die Niederschlagssumme während der Vegetationsperiode als ausreichend unkorreliert für die weiteren Signifikanztests erhalten blieben.
- Zur Auswahl der zufälligen Effekten wurde im Vorfeld eine Kombination aus möglichst vielen aber nicht-kollinearen festen Prädiktoren ausgesucht. Nur statistisch signifikante zufällige Effekte wurden in den Modellen behalten (p < 0.05). Die Signifikanz wurde anhand von Likelihood-Verhältnistests (mit der "Restricted Maximum Likelihood" Schätzmethode, REML) untersucht. Die Überreinstimmung mit Modellannahmen wurden mit Hilfe von visuellen Werkzeugen geprüft (z.B. Autokorrelations-, Quantil-Quantil- und Residuen-Diagramme)

- Die statistische Signifikanz der festen Effekten wurde anhand von konditionalen F-tests (REML Schätzmethode) untersucht.
- Diversitätsindices wurden unter Beibehaltung der optimalen Modellkomponenten aus den vorherigen Schritten einzeln hinzugefügt und ihre statistische Signifikanz untersucht. Ein AIC-Modellvergleich wurde nur für Modelle mit signifikanten Diversitätsindices durchgeführt ("Maximum Likelihood" Schätzmethode). Die endgültigen Modelle beruhen auf die REML Schätzmethode (ZUUR et al., 2009).

Der letzte Schritt der Modellauswahl bestand aus der Berechnung der AIC-Werte für die angepassten Modelle. AIC wurde nach der folgenden Formel berechnet (BURNHAM und ANDERSON, 2002):

$$AIC = -2 \cdot \log(\pounds) + 2 \cdot K \tag{9}$$

Wo log(f) die Log-Likelihood des Modells darstellt, und K die Anzahl von Modellparametern.

Ergänzend wurde das Akaike-Gewicht (AICWt) berechnet, das die relative Wahrscheinlichkeit des Modells *i* in Abhängigkeit der Daten und der Menge von *R* Modellen darstellen und Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann (BURNHAM und ANDERSON, 2002):

$$AICWt_{i} = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \Delta AIC_{i}\right)}{\sum_{j=1}^{R} \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \Delta AIC_{j}\right)}$$
(10)

Wobei *j* die Menge der R alternativen Modelle und  $\Delta AIC_i = AIC_i - min(AIC)$  sind.

#### 2.6 Modellevaluierung

Die Datensätze aller Teilmodelle wurden je hälftig getrennt in einen Parametrisierung- und einen Evaluierungsdatensatz. Hintergrund und Ziel dieser Maßnahme war, dass man sowohl die Anpassungsgüte der Modellparametrisierung quantifizieren kann, zusätzlich aber auch Aussagen darüber treffen kann, wie die Modellgüte bei Anwendung des Modells auf neue Daten ausfällt. Der Evaluierungsdatensatz entspricht in wesentlichen Grundcharakteristika dem Parametrisierungsdatensatz (Ergebnisse nicht gezeigt). Als Evaluierungskenngrößen wurden der mittlere Bias ( $\bar{e}$ ) und der relative mittlere Bias ( $\bar{e}$ %) berechnet.

#### 3 Ergebnisse

#### 3.1 Baumebene

Nach der Einbeziehung der Strukturdiversitätsindices in den Einzelbaummodellen zeigte sich insgesamt, dass die meisten der Indices positive Wirkung auf den Zuwachs haben (Tabelle 4). Es zeigten sich jedoch deutliche Unterschiede zwischen den Baumarten, wenn man die Modelle nach AIC sortiert: unterschiedliche Indices trugen den höchsten Erklärungswert und die Rangfolge der anderen Diversitätsindices variierte stark. In den Einzelbaummodellen war bei Buche nur ein einziger Index signifikant: die Shannon-Diversität der Baumhöhen. Bei Tanne war die Schiefe der BHD-Verteilung der Index mit dem niedrigsten AIC-Wert und damit der Index mit der höchsten Erklärungskraft. Der gleiche Index war interessanterweise bei Fichte erst an fünfter Stelle zu finden. Der beste Diversitätsindex bei Fichte war der Variationskoeffizient der Durchmesserverteilung, also ein Maß der deskriptiven Statistik 1. Ordnung, und damit ein sehr einfaches Maß. Ebenso ein Maß der Durchmesserdiversität, der Gini-Koeffizient, wurde an zweiter Stelle bei Fichte und Tanne platziert. In keinem der Einzelbaummodelle war Baumartendiversität statistisch signifikant. Die Akaike-Gewichte bekräftigen die Überlegenheit der besten Modelle.

Antwortvariable	Diversitäts-	Parameter	AIC	ΔΑΙΟ	AICWt
	index	Vorzeichen			
ig (Tanne)	Skew	+	33127,5	0,0	1,0
	GCd	+	33193,6	66,1	0,0
	Hh	+	33213,1	85,6	0,0
	VarH	+	33214,2	86,7	0,0
	VarD	+	33216,6	89,1	0,0
	Ed	+	33220,3	92,8	0,0
	GCh	+	33221,3	93,8	0,0
	Hd	+	33292,3	164,8	0,0
	Eh	+	33304,1	176,6	0,0
	LikeJ	+	33305,6	178,1	0,0
	Ref		33374,8	247,3	0,0
ig (Fichte)	VarD	+	25665,5	0,0	1,0
	GCd	+	25673,4	8,0	0,0
	VarH	+	25700,5	35,1	0,0
	GCh	+	25707,9	42,5	0,0
	Skew	+	25791,6	126,1	0,0
	Hd	+	25865,7	200,3	0,0
	Hh	+	25910,6	245,1	0,0
	Ed	-	25921,3	255,8	0,0
	Ref		25950,9	285,4	0,0
ig (Buche)	Hh	+	4090,2	0,0	1,0
	Ref		4102,0	11,8	0,0
iGrel	LikeJ	+	-90,3	0,0	0,7
	Hs	+	-89,2	1,1	0,1
	GCd	+	-86,4	3,9	0,1
	GCh	+	-85,9	4,4	0,0
	VarH	+	-76,8	13,5	0,0
	VarD	+	-76,3	14,0	0,0
	Ref		-72,7	17,6	0,0
	Skew	+	-70,8	19,5	0,0

Tabelle 4: Modell-Anpassungsgüte von Modellen mit wechselnden, signifikanten Diversitätsprädiktoren und ohne Diversitätsprädiktoren ("Ref"). Sortiert nach AIC-Wert aufsteigend. Geringere AIC-Werte zeigen bessere Modellanpassung an. AIC,  $\Delta$ AIC und AICWt werden in den Gleichungen (9) und (10) erklärt.



Abbildung 2: Effektkurven der Grundflächenzuwachsmodelle auf Einzelbaumebene (A: Tanne, B: Fichte und C: Buche). In jeder Teilgrafik wurden Strukturdiversität (Skew, VarD und Hh) und d (nur für Buche (C)) oder d und balrel (A, B) variiert und gleichzeitig alle anderen Variablen konstant gehalten:  $D_{aus}/D = 1$  (C),  $G = 35 \text{ m}^2 \cdot ha^{-1}$  (A, B, C),  $GSP = 750 \text{ mm} \cdot Jahr^{-1}$  (A, B),  $MAT = 7,5^{\circ}C$  (B, C).

Die als signifikant ermittelten Prädiktoren der jeweils besten Baummodelle (beurteilt anhand des AIC-Werts) unterscheiden sich je nach Baumart und sind in den nachfolgenden Modellanpassungsgleichungen zusammengefasst. In diesen Gleichungen sind nur die festen Effekte wiedergegeben.

Buche:	$\frac{(ig+1)^{\lambda}-1}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot d^2 + \beta_2 \cdot d + \beta_3 \cdot MAT + \beta_4 \cdot D_{aus}/D + \beta_5 \cdot G + \beta_6 \cdot Hh$	(11)
	Λ	

Tanne: 
$$\frac{(ig+1)^{\lambda}-1}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot d^2 + \beta_2 \cdot d + \beta_3 \cdot \text{balrel} + \beta_4 \cdot G + \beta_5 \cdot \text{MAT} + \beta_6 \cdot \text{GSP} + \beta_7 \cdot$$
(12)  
Skew

Fichte:

hte:  $\frac{(ig+1)^{\lambda}-1}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot d^2 + \beta_2 \cdot d + \beta_3 \cdot \text{balrel} + \beta_4 \cdot G + \beta_5 \cdot \text{GSP} + \beta_6 \cdot \text{VarD}$ (13)

Insgesamt ähneln sich die Modellgleichungen der Einzelbaummodelle für Fichte und Tanne recht stark. Unterschiede liegen zum einen in den Klimavariablen, da bei Fichte nur die Niederschläge in der Vegetationsperiode, bei Tanne jedoch zusätzlich die mittlere Jahrestemperatur Einfluss auf den Grundflächenzuwachs hatten. Bei Tanne wurde als Diversitätsmaß die Schiefe als signifikanter Prädiktor ausgewählt, wohingegen bei Fichte der Variationskoeffizient der Baumdurchmesser (VarD) signifikant zu Buche schlug. Zur Verdeutlichung der Wirkungsweisen der Diversitätsindices wurden Simulationen durchgeführt (Abbildung 2). Mit dem Baumdurchmesser (d) in einfacher und quadrierter Form sowie der Bestandesgrundfläche (G) sind die Dimensions- und Dichtemaße bei allen drei Baumarten in den Einzelbaummodellen identisch. Abweichend zu den beiden Nadelbaumarten wurden bei Buche der Freistellungseffekt (D<sub>aus</sub>/D) und die Höhendiversität (Hh) ausgewählt.

Die Koeffizientenschätzwerte der Modellanpassung sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Anhand der Vorzeichen dieser Koeffizienten lässt sich die jeweilige Wirkungsrichtung der Prädiktoren ablesen, und die Ergebnisse entsprechen bekannten Wirkungsweisen: größere Bestandesdichte (G) und größere Konkurrenz (balrel) reduzieren das Einzelbaumwachstum, wohingegen die Freistellung nach Durchforstung das Wachstum stimuliert. Tendenziell steigt der Zuwachs mit zunehmender Baumdimension (d), jedoch tritt mit zunehmender Größe auch ein Sättigungseffekt ein (d<sup>2</sup>). Alle Klimavariablen wirken sich erhöhend auf das Baumwachstum aus.

n.s. nicht signifikant.						
Parameter	Tanne		Fichte		Buche	
	Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.
Box-Cox Transformation						
λ	0,0932		0,3415		0,3012	
γ	1,1902		1,0862		1,0773	
Feste Effekte						
$eta_0$	1,2887	0,2314	2,1644	0,4912	2,3334	0,5473
$eta_1$	-0,0012	<0,0001	-0,002	0,0001	-0,0022	0,0003
$\beta_2$	0,0844	0,0018	0,0844	0,0037	0,1271	0,0046
$eta_3$	-0,9078	0,0951	-2,6347	0,1757	0,1526	0,0502
$eta_4$	-0,0282	0,0017	-0,0248	0,0043	0,1327	0,0321
$eta_5$	0,2283	0,0167	0,0049	0,0002	-0,0348	0,0057
$eta_6$	0,0016	0,0001	0,049	0,0027	0,6717	0,163
$\beta_7$	0,441	0,0272	-	-	-	-
Varianzkomponenten						
$\sigma^2_{Versuchsort}$	0,15		1,059		n.s.	
$\sigma^2_{Feld}$	0,0411		0,1735		0,3817	
$\sigma^2_{Baum}$	0,1385		0,49		0,1516	
$\sigma_{\varepsilon}^2$	0,4816		1,3838		0,6145	
δ	0,014		0,0203		0,0206	
ф	0,5019		0,2647		0,5246	

Baumniveau. Die den Koeffizienten ( $\beta_{0-7}$ ) zugeordneten festen Effekten sind in den Gleichungen 11, 12 und 13 wiedergegeben. Abkürzungen:  $\lambda$ , Box-Cox Transformationsparameter;  $\gamma$ , Bias-Korrekturfaktor;  $\delta$ , Varianzparameter;  $\varphi$ , Autokorrelations-parameter;  $\sigma$ , Standardabweichungen; n. e. nicht einrifikant

Tabelle 5: Parameterschätzung mit Standardfehler (Std.f.) für das jeweils beste Modell auf dem

#### 3.2 Bestandesebene

Im Bestandesmodell wurde mit ähnlich hoher Erklärungskraft wie der Index der Nähe zur Gleichgewichtskurve (LikeJ) der Shannon-Index der Artendiversität (Hs) ermittelt, also ein Index mit ganz anderer Information als LikeJ (Tabelle 3). Zur Verdeutlichung der Wirkungsweisen der Diversitätsindices wurden Simulationen durchgeführt (Abbildung 3). Insgesamt waren die Modelle auf Bestandesebene auch bei Verwendung verschiedener Diversitätsindices recht ähnlich in ihrer Anpassungsgüte. Die zwei besten Modelle auf der Bestandesebene werden in den nachfolgenden Modellanpassungsgleichungen zusammengefasst. In diesen Gleichungen sind nur die festen Effekte wiedergegeben.

$$\frac{(i\text{Grel})^{\lambda} - 1}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{BA} + \beta_2 \cdot \text{MAT} + \beta_3 \cdot \text{LikeJ}$$
(14)

$$\frac{(iGrel)^{\lambda} - 1}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot BA + \beta_2 \cdot MAT + \beta_3 \cdot Hs$$
(15)

Tabelle 6: Parameterschätzung mit Standardfehler (Std.f.) für die besten Be-
standesmodelle (Gleichungen (14) und (15)). Abkürzungen: λ, Box-Cox Trans-
formationsparameter; $\gamma$ , Bias-Korrekturfaktor; $\delta$ , Varianzparameter; $\phi$ , Auto-
korrelations-parameter; $\sigma$ , Standardabweichungen; n.s. nicht signifikant.

Strukturdive	rsität	Artendiversität		
Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.	
-0,4845		-0,4845		
1,092		1,092		
0,7953	0,0473	0,8108	0,0534	
-0,0185	0,0016	-0,0179	0,0018	
0,1299	0,0242	0,1338	0,0254	
0,0323	0,0079	0,327	0,1233	
0,0153		0,0199		
0,0023		0,0033		
0,0185		0,0186		
0,0701		0,0797		
n.s.		n.s.		
	Strukturdive Schätzwert -0,4845 1,092 0,7953 -0,0185 0,1299 0,0323 0,0153 0,0023 0,0185 0,0701 n.s.	Strukturdiversität           Schätzwert         Std.f.           -0,4845         1,092           0,7953         0,0473           -0,0185         0,0016           0,1299         0,0242           0,0323         0,0079           0,0153         0,0023           0,0185         0,0701           n.s.         -	Strukturdiversität         Artendiversität           Schätzwert         Std.f.         Schätzwert           -0,4845         -0,4845         1,092           0,7953         0,0473         0,8108           -0,0185         0,0016         -0,0179           0,1299         0,0242         0,1338           0,0323         0,0079         0,327           0,0153         0,0199         0,0033           0,0185         0,0186         0,0797           n.s.         n.s.         n.s.	



Abbildung 3: Effektkurven der Grundflächenzuwachsmodelle auf Bestandesebene. Strukturdiversität (LikeJ in A) und Artendiversität (Hs in B) wurden variiert und gleichzeitig alle anderen Variablen konstant gehalten:  $G = 35 \text{ m}^2 \cdot ha^{-1}$ , MAT = 7,5°C.

#### 3.3 Modellevaluierung

In Tabelle 7 sind die Werte der Evaluierungskenngrößen zusammengefasst. Sie beziehen sich auf Modellvorhersagen für den Evaluierungsdatensatz und beinhalten lediglich die festen Effekte. In den Baummodellen treten relative mittlere Abweichungen ( $\overline{e}$ %) zwischen 16 und –23 % auf, wobei bei Tan-

Tabelle 7: Evaluierungskenngrößen der zwei bes- ten Modellannassungen										
ten Houer	Diversitätsindex	ē	ē %							
ig (Tanne)	Skew	3,3864	15,8							
	GCd	4,0448	18,9							
ig (Fichte)	VarD	-2 <i>,</i> 9680	-16,4							
	GCd	-4,1476	-22,9							
ig (Buche)	Hh	-2,7931	-23,2							
iGrel	LikeJ	-0,1693	-5,5							
	Hs	-0,2601	-8,5							

ne ein Trend zur Überschätzung, bei Fichte und Buche zur Unterschätzung beobachtet wurde. Für das Modell auf Bestandesebene beläuft sich die relative mittlere Abweichung auf sehr geringe –5,5 %.

Betrachtet man die Unterschiede zwischen dem jeweils besten Modell und den Modellen mit anderen Diversitätsindices, fallen erhebliche Unterschiede in der relativen mittleren Abweichung auf. So weist beispielsweise das Fichten-Einzelbaummodell mit dem Variationskoeffizient der Durchmesserverteilung (VarD) als Diversitätsvariable eine um etwa 7 Prozentpunkte geringere mittlere Abweichung ( $\bar{e}\% = -16\%$ ) auf als das gleiche Modell mit dem Gini-Koeffizient für Baumdurchmesser (GCd,  $\bar{e}\% = -23\%$ ). Obwohl also die AIC-Werte dieser alternativen Modellanpassungen keine eklatanten Unterschiede aufwiesen (Tabelle 4), stellen sich bei der Modellanwendung und der Modellevaluierung deutliche Unterschiede zwischen den Diversitätsindices heraus.

# 4 Diskussion

#### 4.1 Strukturdiversität und Produktivität

Die Ergebnisse dieser Studie belegen unsere Annahme, dass Strukturdiversität einen größeren Einfluss als Baumartendiversität auf die Produktivität hätte. Wir haben dennoch den wichtigen Unterschied festgestellt, dass auf der Bestandesebene ein Strukturdiversitätsindex gegenüber einem Index der Baumartendiversität überlegen war, wobei auf der Baumebene die Indices der Baumartendiversität nicht einmal statistisch signifikant waren. Andere internationale Studien fanden schwache positive (BERRILL und O'HARA, 2013) oder nicht signifikante Beziehungen (LIANG et al., 2005) zwischen Baumproduktivität und Strukturdiversität. Zusätzlich weist unsere Analyse darauf hin, dass der Einfluss der Strukturdiversität auf die Baumproduktivität asymmetrisch sei, da große Tannen und Fichten die bedeutendste Produktivitätssteigerung aufzeigten (Abbildung 2). Folglich unterstützen unsere Ergebnisse die Ansicht, dass große Bäume aufgrund ihrer Dimension, Überlegenheit und ihres besseren Ressourcenzugangs die wichtigsten Produktivitätsträger in ungleichaltrigen Wäldern seien (ISHII et al., 2004).

Internationale Untersuchungen zur Beziehung zwischen Strukturdiversität und Bestandesproduktivität haben zu ganz unterschiedlichen Ergebnissen und Schlussfolgerungen geführt. Es wurden positive (LEI et al., 2009), nicht signifikante (LONG und SHAW, 2010) oder sogar negative Beziehungen (LIANG et al., 2007) festgestellt. Für solche widersprüchlichen Ergebnisse können methodische Unterschiede (z.B. Diversitätsindexauswahl) und Unterschiede zwischen den Artenzusammensetzungen in den untersuchten Beständen (z.B. unterschiedliche Spannbreiten der Schattentoleranzen) verantwortlich sein. Lichtkomplementarität zwischen vertikal getrennten Baumarten wurde als potentieller Mechanismus in Fällen mit positiven Beziehungen diskutiert (LEI et al., 2009).

Wir gehen davon aus, dass die berechneten Diversitätsindices weitestgehend die Komplexität des Kronendaches widerspiegeln (FAHEY et al., 2015), ein Faktor der immer stärker als möglicher Treiber der Produktivität in neueren Studien hervorgehoben wurde (PARKER et al., 2004, GOUGH et al., 2010, HARDI-MAN et al., 2013, PRETZSCH, 2014). Mehrere Mechanismen sind involviert, die alle einen Einfluss auf die globale Lichtabsorption ausüben.

Auf der einen Seite könnte eine erhöhte Produktivität in Wäldern mit komplexen Kronendächer einfach eine Folge der größeren Blattfläche sein (PARKER und RUSS, 2004, HARDIMAN et al., 2011, HARDIMAN et al., 2013). Kronendächer mit Lücken und Hohlräumen schaffen heterogene Lichtverhältnisse, die schattenertragenden Baumarten die Möglichkeit geben, längere Kronen mit dichterem Blattwerk aufrechtzuerhalten (OSAWA, 1995, VALLADARES und NIINEMETS, 2008). Solche komplexe Kronendächer erlauben auch Bäumen in niedrigeren sozialen Stellungen mehr Licht zu erhalten und zur Bestandesproduktivität beizutragen (PARKER et al., 2002). Wenn große Kronenlücken nicht vorliegen, dann hängt der Lichtzugang im Unterstand von der Kronenarchitektur der Bäume im Oberstand ab. Wegen der kegelförmigen Krone tendieren herrschende Nadelbäume in erwachsenen Waldbeständen vertikal verlängerte Hohlräume zwischen den Nachbaren zu schaffen, die den Lichtzugang in niedrigeren Bereichen des Kronendachs und im Unterstand ermöglichen (PARKER et al., 2004). Allerdings ist eine tiefe Durchdringung mit hellem Licht nur in großen Kronenlücken möglich (PARKER, 1997). Der niedrigere Lichtreflexionsgrad des Oberstandes in strukturreichen Wäldern (PRETZSCH, 2014) stellt einen indirekten Beweis für die erhöhte Lichtaufnahme in solchen Wäldern dar.

Auf der anderen Seite zeigen neue Untersuchung, dass die produktivitätsfördernde Rolle von Kronenkomplexität nicht nur auf die Erhöhung der Blattfläche zurückzuführen sei, sondern auch auf einer Effizienzsteigerung des bestehenden Blattwerks (HARDIMAN et al., 2011, HARDIMAN et al., 2013). Laut anderer Studien, hängen aber solchen Beziehungen auch von anderen Faktoren ab, z.B. von der zeitlichen Lückenbildungsdynamik (FAHEY et al., 2015).

#### 4.2 Entstehung von Kronenkomplexität

In bewirtschafteten Waldbeständen werden die natürliche Konkurrenzdynamik und die Waldstruktur stark von waldbaulichen Maßnahmen verändert (KUEHNE et al., 2015). Aber auch in solchen Fällen spielt die Divergenz der funktionalen Eigenschaften der Bäume eine wichtige Rolle, da sie den Grad der asymmetrischen Konkurrenz reduziert (SCHWINNING und WEINER, 1998). So können sogar eng verwandte Baumarten koexistieren und dichte Kronendächer aufbauen.

Zwei Mechanismen werden zunehmend als Treiber der Kronenraumfüllung in Mischwäldern anerkannt (PRETZSCH, 2014): vertikale Stratifizierung und Kronenplastizität. Ihre relative Bedeutung hängt von der Baumartenzusammensetzung ab (JUCKER et al., 2015), aber die zwei Mechanismen tendieren eher komplementär zu wirken (PrETZSCH, 2014). Die vertikale Stratifizierung wird im Allgemeinen als Ergebnis der intraspezifischen Variation betrachtet (PRETZSCH, 2014, JUCKER et al., 2015), d.h. durchschnittliche Unterschiede zwischen Arteneigenschaften, die die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, dass Baumarten bestimmte Bereiche des vertikalen Kronenraums besetzen. Im Gegensatz dazu stellt die Kronenplastizität dar, inwieweit eine Baumart die Allometrie ihrer Krone zu einer bestimmten interspezifischen Nachbarschaftskonstellation anpassen kann, um die Lichtaufnahme zu maximieren. In diesem Fall übertrifft die Spannbreite des erwarteten Artenverhaltens in Mischkulturen diejenige von Monokulturen (PRETZSCH, 2014). Frühere Ansichten haben die Rolle der vertikalen Stratifizierung als Treiber der erhöhten Produktivität in Mischwälder hervorgehoben (KELTY, 1992). Nichtsdestotrotz haben neuere Untersuchungen die wesentliche Rolle der Kronenplastizität als für die Produktivität-Diversität-Beziehungen wichtig betont (JUCKER et al., 2014, PRETZSCH, 2014, JUCKER et al., 2015).

In Waldökosystemen, in denen Licht der hauptsächlich begrenzende Faktor ist, hängt die Fähigkeit komplexe, vertikal stratifizierte Kronendächer aufzubauen stark von der Spannbreite der Schattentoleranzwerte im Bestand ab (KELTY, 2006, PRETZSCH, 2014). Mehrere Studien legen nahe, dass viele schattenertragende Baumarten eine Veränderung von hoher zu niedrigerer Schattentoleranz im Laufe ihres Lebens aufweisen (CANHAM, 1989, KNEESHAW et al., 2006, VALLADARES und NIINEMETS, 2008). Diese Dynamik ist vermutlich auf eine Veränderung des Verhältnisses zwischen photosynthetischen und nichtphotosynthetischen Baumgeweben zurückzuführen (CANHAM, 1989). Infolgedessen ist es bei der Lichtaufnahme in einem Bestand vorstellbar, dass Bäume derselben Art aber mit unterschiedlichen Alteroder Dimensionsmerkmalen eine ähnliche Funktion wie unterschiedliche Baumarten ausüben. Wegen der Langlebigkeit von Bäumen können sich die Effekte von sogar kleinen Unterschieden in den funktionalen Eigenschaften im Laufe der Zeit kumulieren und einen Einfluss auf Ökosystemprozessen ausüben (KÖRNER, 2005).

#### 4.3 Einschränkungen von Diversitätsindices

Auf der einen Seite wurde in vielen Untersuchungen die Rolle der Schattentoleranz für die Diversität-Produktivität-Beziehungen hervorgehoben. Es wird sogar postuliert, dass starke und positive Beziehungen nur unter der Bedingung einer großen Variation der Schattentoleranzwerte der beteiligten Baumarten innerhalb eines Waldbestands feststellbar seien (MORIN et al., 2011, ZHANG et al., 2012). Die drei häufigsten Baumarten in unseren Daten stellen sowohl eine überdurchschnittliche Schattentoleranz als auch eine hohe Kronenplastizität in Mischwäldern dar (in der Reihenfolge (PRETZSCH, 2014): Buche > Tanne > Fichte). Es ist deshalb möglich, dass die Baumartendiversitätsindices in unserer Untersuchung weder die tatsächlich höhere Spannbreite der Schattentoleranzwerte in unseren Daten (d.h. wegen der innerartlichen Variabilität) noch die Kronenplastizität vollkommen abbilden konnten. Es lässt sich vermuten, dass die Strukturdiversitätsindices sowohl die positiven Wechselbeziehungen zwischen und innerhalb den Arten (ZHANG und CHEN, 2015) als auch die raschere Füllung von Kronenlücken (MORIN et al., 2011) besser widerspiegelten. Auf der anderen Seite müssen wir auch die begrenzte Spannbreite der Baumartendiversität in unseren Daten bekennen. Anhand dieser Untersuchung lässt sich leider nicht bestimmen, ob Mischwälder mit ähnlicher Strukturdiversität aber mit einer höheren Spannbreite der Baumartendiversität (oder der funktionalen Eigenschaften) einen höheren Effekt der Baumartendiversität und einen vergleichsweise kleineren Effekt der Strukturdiversität auf die Produktivität aufzeigen würden. Solche Fragestellungen könnten eher mit simulationsbasierten Ansätzen angegangen werden (MORIN et al., 2011).

Ein ernüchterndes Ergebnis unserer Analyse ist, dass die Auswahl des Diversitätsindex in multivariaten Modellen einen Einfluss sowohl auf den Modellfehler als auch auf die Signifikanz, Stärke und sogar die Richtung der Diversität-Produktivität-Beziehung ausübte (Tabelle 4). Infolgedessen ist es vorstellbar, dass die häufig subjektive Auswahl eines Diversitätsindexes für widersprüchliche Ergebnisse in der Literatur zum Teil verantwortlich sein könnte. Deswegen wäre es empfehlenswert in künftigen Untersuchungen die Leistungen mehrerer Indices zu vergleichen. Zusätzlich, könnte eine unangemessene Darstellung anderer wichtiger Effekte (z.B. die regionale klimatische Variation) in den Modellen zu einer Verwechselung von Faktoren und damit Fehlinterpretationen führen (PAQUETTE und MESSIER, 2011, VILÀ et al., 2013).

Die meisten distanzunabhängigen Strukturdiversitätsindices in der Literatur beruhen auf traditionellen Waldinventurdaten wie BHD und Höhen und können deswegen schnell und kostengünstig verfügbar gemacht werden (BUONGIORNO et al., 1994, STAUDHAMMER und LEMAY, 2001, KUEHNE et al., 2015). Die Nachteile und ihre Einschränkungen sind dennoch offensichtlich: weder spiegeln sie Eigenschaften von pflanzenphysiologisch wichtigen Organen wie Kronen und Wurzeln direkt wider, noch stellen sie die dreidimensionale Struktur eines Waldökosystems vollständig dar (ISHII et al., 2004). Waldökosysteme werden deutlich von der räumlichen Anordnung verschiedener Waldkomponenten geprägt (POMMERENING, 2002).

Die produktivitätsfördernde Wirkung der Strukturdiversität wurde in unseren Modellen von unterschiedlichen Indices am besten quantifiziert (Tabelle 4). Obwohl manche der Diversitätsindices hochkorreliert sind (Ergebnisse nicht gezeigt), lässt sich vermuten, dass die Leistung der besten Indices auf eine erhöhte Fähigkeit zurückzuführen ist, zwischen unterschiedlichen Bestandesstrukturen zu differenzieren. Diese Fähigkeit wurde zum Beispiel für den Gini-Koeffizient in mehreren Studien bewiesen (LEXERØD und EID, 2006, STERBA und ZINGG, 2006b, KUEHNE et al., 2015). In unserer Analyse belegten Modelle mit dem Gini-Koeffizient stets einen überdurchschnittlichen Platz (außer Buche, wo er nicht signifikant war), jedoch nirgendwo den ersten Platz.

Die Tatsache, dass für Buche nur ein Index signifikant war, ist höchstwahrscheinlich auf die überwiegend niedrigere soziale Klasse der Buchenindividuen in den untersuchten Beständen zurückzuführen und sollte nicht überinterpretiert werden. In Südwestdeutschland wurde die Buche seit Jahrhunderten in Mischung mit Nadelhölzern künstlich zurückgedrängt (MITSCHERLICH, 1952). Zusätzlich war die Stichprobengröße für diese Baumart deutlich niedriger als für Tanne und Fichte, was wahrscheinlich auch einen Einfluss auf die statistische Signifikanz der Prädiktoren ausgeübt hat.

# 5 Schlussfolgerungen

Unsere Ergebnisse zeigen, dass sowohl Strukturdiversität als auch Baumartendiversität die Funktionsweise und Produktivität der hier untersuchten strukturreichen Wälder beeinflussen. Der Beitrag größeren Bäume und die Rolle von Mechanismen, die auf Divergenz der funktionellen Eigenschaften beruhen, wurden diskutiert, aber die relative Bedeutung dieser Faktoren bleibt unklar.

Unsere Analyse deutet darauf hin, dass ein Teil der Unsicherheit bezüglich Diversität-Produktivität-Beziehungen in der Literatur sich aus der Auswahl der Diversitätsindices ergeben könnte. Dementsprechend sollten in künftigen Analysen nicht nur ein Diversitätsmaßstab, sondern mehrere berücksichtigt und getestet werden. In unseren Modellen wurde die produktivitätsfördernde Wirkung der Strukturdiversität von unterschiedlichen Indices am besten quantifiziert.

Die gefundenen linearen Beziehungen zwischen Produktivität und klimatischen Variablen legen nahe, dass steigende Temperaturen unter Klimawandel in Zukunft eher zu einer erhöhten Produktivität von Buche und Tanne führen könnten. Einschränkend zu erwähnen ist hierbei jedoch, dass Sättigungseffekte und Wendepunkte dieser Beziehung nicht untersucht wurden.

Aus den divergierenden Ergebnissen in der Diversität-Waldproduktivität-Forschung wird ersichtlich, dass in Zukunft außergewöhnliche Bemühungen und innovative Ansätze erforderlich sind, um die Mechanismen ungleichaltriger Mischwälder besser verstehen zu können. Insbesondere Analysen auf der Baumebene versprechen ein grundlegendes Verständnis dieser Mechanismen, vor allem wenn räumlich explizite Auswertungen möglich sind.

#### Literaturverzeichnis

- BAUHUS, J., KHANNA, P., MENDEN, N., 2000. Aboveground and belowground interactions in mixed plantations of *Eucalyptus globulus* and *Acacia mearnsii*. Can. J. For. Res. 30, 1886-1894.
- BAUHUS, J., VAN WINDEN, A. P., NICOTRA, A. B., 2004. Aboveground interactions and productivity in mixed-species plantations of *Acacia mearnsii* and *Eucalyptus globulus*. Can. J. For. Res. 34, 686-694.
- BERRILL, J.-P., O'HARA, K. L., 2013. Estimating site productivity in irregular stand structures by indexing the basal area or volume increment of the dominant species. Can. J. For. Res. 44, 92-100.
- Box, G. E., Cox, D. R., 1964. An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 211-252.
- BUONGIORNO, J., DAHIR, S., LU, H.-C., LIN, C.-R., 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. For. Sci. 40, 83-103.
- BURNHAM, K. P., ANDERSON, D. R., 2002. Model selection and multimodel inference: A practical informationtheoretic approach. 2nd ed. Springer, New York.
- CANHAM, C. D., 1989. Different responses to gaps among shade-tolerant tree species. Ecology 70, 548-550.
- COTTA, H., 1828. Anweisung zum Waldbau. 4th ed. Arnoldische Buchhandlung, Dresden Leipzig.
- EHRING, A., KLÄDTKE, J., YUE, C., 1999. Ein interaktives Programm zur Erstellung von Bestandeshöhenkurven. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 116, 47-52.
- FAHEY, R. T., FOTIS, A. T., WOODS, K. D., 2015. Quantifying canopy complexity and effects on productivity and resilience in late-successional hemlock–hardwood forests. Ecol. Appl. 25, 834-847.
- FICHTNER, A., FORRESTER, D. I., HÄRDTLE, W., STURM, K., VON OHEIMB, G., 2015. Facilitative-competitive interactions in an old-growth forest: The importance of large-diameter trees as benefactors and stimulators for forest community assembly. PLoS ONE 10, e0120335.
- FISCHER, C., 2014. Zur Variablentransformation in Durchmesserzuwachsmodellen. In: Kohnle, U., Klädtke, J. (Eds.), Sektion Ertragskunde Jahrestagung 2014. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Lenzen a.d. Elbe, pp. 1-15.
- FISCHER, C., 2016. Comparing the logarithmic transformation and the Box-Cox transformation for individual tree basal area increment models. For. Sci.
- GAMFELDT, L., SNÄLL, T., BAGCHI, R., JONSSON, M., GUSTAFSSON, L., KJELLANDER, P., RUIZ-JAEN, M. C., FRÖBERG, M., STENDAHL,
  J., PHILIPSON, C. D., MIKUSIŃSKI, G., ANDERSSON, E., WESTERLUND, B., ANDRÉN, H., MOBERG, F., MOEN, J., BENGTSSON, J.,
  2013. Higher levels of multiple ecosystem services are found in forests with more tree species. Nat. Commun.
  4, 1340.

- GOUGH, C. M., VOGEL, C. S., HARDIMAN, B., CURTIS, P. S., 2010. Wood net primary production resilience in an unmanaged forest transitioning from early to middle succession. For. Ecol. Manage. 260, 36-41.
- GROSSIORD, C., GRANIER, A., RATCLIFFE, S., BOURIAUD, O., BRUELHEIDE, H., CHEĆKO, E., FORRESTER, D. I., DAWUD, S. M., FINÉR, L., POLLASTRINI, M., 2014. Tree diversity does not always improve resistance of forest ecosystems to drought. Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A. 111, 14812-14815.
- HANEWINKEL, M., KUHN, T., BUGMANN, H., LANZ, A., BRANG, P., 2014. Vulnerability of uneven-aged forests to storm damage. Forestry 87, 525-534.
- HARDIMAN, B. S., BOHRER, G., GOUGH, C. M., VOGEL, C. S., CURTIS, P. S., 2011. The role of canopy structural complexity in wood net primary production of a maturing northern deciduous forest. Ecology 92, 1818-1827.
- HARDIMAN, B. S., GOUGH, C. M., HALPERIN, A., HOFMEISTER, K. L., NAVE, L. E., BOHRER, G., CURTIS, P. S., 2013. Maintaining high rates of carbon storage in old forests: A mechanism linking canopy structure to forest function. For. Ecol. Manage. 298, 111-119.
- HOOPER, D. U., CHAPIN III, F., EWEL, J., HECTOR, A., INCHAUSTI, P., LAVOREL, S., LAWTON, J., LODGE, D., LOREAU, M., NAEEM, S., 2005. Effects of biodiversity on ecosystem functioning: A consensus of current knowledge. Ecol. Monogr. 75, 3-35.
- ISHII, H. T., TANABE, S.-I., HIURA, T., 2004. Exploring the relationships among canopy structure, stand productivity, and biodiversity of temperate forest ecosystems. For. Sci. 50, 342-355.
- JACTEL, H., BROCKERHOFF, E. G., 2007. Tree diversity reduces herbivory by forest insects. Ecol. Lett. 10, 835-848.
- JUCKER, T., BOURIAUD, O., AVACARITEI, D., DĂNILĂ, I., DUDUMAN, G., VALLADARES, F., COOMES, D. A., 2014. Competition for light and water play contrasting roles in driving diversity–productivity relationships in Iberian forests. J. Ecol. 102, 1202-1213.
- JUCKER, T., BOURIAUD, O., COOMES, D. A., 2015. Crown plasticity enables trees to optimize canopy packing in mixedspecies forests. Funct. Ecol. 29, 1078-1086.
- KELTY, M. J., 1992. Comparative productivity of monocultures and mixed-species stands. In: Kelty, M. J., Larson, B.
   C., Oliver, C. D. (Eds.), The ecology and silviculture of mixed-species forests. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 125-141.
- KELTY, M. J., 2006. The role of species mixtures in plantation forestry. For. Ecol. Manage. 233, 195-204.
- KIERNAN, D. H., BEVILACQUA, E., NYLAND, R. D., 2008. Individual-tree diameter growth model for sugar maple trees in uneven-aged northern hardwood stands under selection system. For. Ecol. Manage. 256, 1579-1586.
- KNEESHAW, D. D., KOBE, R. K., COATES, K. D., MESSIER, C., 2006. Sapling size influences shade tolerance ranking among southern boreal tree species. J. Ecol. 94, 471-480.
- KÖRNER, C., 2005. An introduction to the functional diversity of temperate forest trees. In: Scherer-Lorenzen, M., Körner, C., Schulze, E.-D. (Eds.), Forest Diversity and Function. Springer, Heidelberg, pp. 13-37.
- KUEHNE, C., WEISKITTEL, A. R., FRAVER, S., PUETTMANN, K. J., 2015. Effects of thinning-induced changes in structural heterogeneity on growth, ingrowth, and mortality in secondary coastal Douglas-fir forests. Can. J. For. Res. 45, 1448-1461.
- LEI, X., WANG, W., PENG, C., 2009. Relationships between stand growth and structural diversity in spruce-dominated forests in New Brunswick, Canada. Can. J. For. Res. 39, 1835-1847.
- LEXERØD, N. L., EID, T., 2006. An evaluation of different diameter diversity indices based on criteria related to forest management planning. For. Ecol. Manage. 222, 17-28.
- LIANG, J., BUONGIORNO, J., MONSERUD, R. A., 2005. Growth and yield of all-aged Douglas-fir western hemlock forest stands: a matrix model with stand diversity effects. Can. J. For. Res. 35, 2368-2381.
- LIANG, J., BUONGIORNO, J., MONSERUD, R. A., KRUGER, E. L., ZHOU, M., 2007. Effects of diversity of tree species and size on forest basal area growth, recruitment, and mortality. For. Ecol. Manage. 243, 116-127.
- LONG, J. N., SHAW, J. D., 2010. The influence of compositional and structural diversity on forest productivity. Forestry 83, 121-128.
- LOREAU, M., HECTOR, A., 2001. Partitioning selection and complementarity in biodiversity experiments. Nature 412, 72-76.
- MAGURRAN, A. E., 2004. Measuring biological diversity. Blackwell, Malden.
- MCELHINNY, C., GIBBONS, P., BRACK, C., BAUHUS, J., 2005. Forest and woodland stand structural complexity: Its definition and measurement. For. Ecol. Manage. 218, 1-24.
- MCGILL, B. J., ENQUIST, B. J., WEIHER, E., WESTOBY, M., 2006. Rebuilding community ecology from functional traits. Trends Ecol. Evol. 21, 178-185.

- MITSCHERLICH, G., 1952. Der Tannen-Fichten-(Buchen)-Plenterwald. Badische Forstliche Versuchsanstalt, Freiburg im Breisgau.
- MONSERUD, R. A., STERBA, H., 1996. A basal area increment model for individual trees growing in even-and unevenaged forest stands in Austria. For. Ecol. Manage. 80, 57-80.
- MORIN, X., FAHSE, L., SCHERER-LORENZEN, M., BUGMANN, H., 2011. Tree species richness promotes productivity in temperate forests through strong complementarity between species. Ecol. Lett. 14, 1211-1219.

NAEEM, S., 2002. Ecosystem consequences of biodiversity loss: the evolution of a paradigm. Ecology 83, 1537-1552.

- Osawa, A., 1995. Inverse relationship of crown fractal dimension to self-thinning exponent of tree populations: a hypothesis. Can. J. For. Res. 25, 1608-1617.
- PAQUETTE, A., MESSIER, C., 2011. The effect of biodiversity on tree productivity: from temperate to boreal forests. Global Ecol. Biogeogr. 20, 170-180.
- PARKER, G. G., 1997. Canopy structure and light environment of an old-growth Douglas-fir/western hemlock forest. Northwest Sci. 71, 261-270.
- PARKER, G. G., DAVIS, M. M., CHAPOTIN, S. M., 2002. Canopy light transmittance in Douglas-fir-western hemlock stands. Tree Physiol. 22, 147-157.
- PARKER, G. G., HARMON, M. E., LEFSKY, M. A., CHEN, J., VAN PELT, R., WEIS, S. B., THOMAS, S. C., WINNER, W. E., SHAW, D. C., FRANKLING, J. F., 2004. Three-dimensional structure of an old-growth Pseudotsuga-Tsuga canopy and its implications for radiation balance, microclimate, and gas exchange. Ecosystems 7, 440-453.
- PARKER, G. G., RUSS, M. E., 2004. The canopy surface and stand development: assessing forest canopy structure and complexity with near-surface altimetry. For. Ecol. Manage. 189, 307-315.
- PIOTTO, D., 2008. A meta-analysis comparing tree growth in monocultures and mixed plantations. For. Ecol. Manage. 255, 781-786.
- POMMERENING, A., 2002. Approaches to quantifying forest structures. Forestry 75, 305-324.
- POTVIN, C., GOTELLI, N. J., 2008. Biodiversity enhances individual performance but does not affect survivorship in tropical trees. Ecol. Lett. 11, 217-223.
- PRETZSCH, H., 2005. Diversity and Productivity in Forests: Evidence from Long-Term Experimental Plots. In: Scherer-Lorenzen, M., Körner, C., Schulze, E.-D. (Eds.), Forest Diversity and Function. Springer Heidelberg, pp. 41-64.
- PRETZSCH, H., 2009. Forest dynamics, growth, and yield. Springer, Berlin.
- PRETZSCH, H., 2014. Canopy space filling and tree crown morphology in mixed-species stands compared with monocultures. For. Ecol. Manage. 327, 251-264.
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE, G., 2009. Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: evidence on stand level and explanation on individual tree level. Eur. J. For. Res. 128, 183-204.
- RICHARDS, A. E., FORRESTER, D. I., BAUHUS, J., SCHERER-LORENZEN, M., 2010. The influence of mixed tree plantations on the nutrition of individual species: a review. Tree Physiol. 30, 1192-1208.
- RYAN, M. G., STAPE, J. L., BINKLEY, D., FONSECA, S., LOOS, R. A., TAKAHASHI, E. N., SILVA, C. R., SILVA, S. R., HAKAMADA, R. E., FERREIRA, J. M., 2010. Factors controlling *Eucalyptus* productivity: how water availability and stand structure alter production and carbon allocation. For. Ecol. Manage. 259, 1695-1703.
- SCHERER-LORENZEN, M., SCHULZE, E.-D., DON, A., SCHUMACHER, J., WELLER, E., 2007. Exploring the functional significance of forest diversity: a new long-term experiment with temperate tree species (BIOTREE). Perspect. Plant Ecol. Evol. Syst. 9, 53-70.
- SCHWINNING, S., WEINER, J., 1998. Mechanisms determining the degree of size asymmetry in competition among plants. Oecologia 113, 447-455.
- STAUDHAMMER, C. L., LEMAY, V. M., 2001. Introduction and evaluation of possible indices of stand structural diversity. Can. J. For. Res. 31, 1105-1115.
- STERBA, H., ZINGG, A., 2006a. Abstandsabhängige und abstandsunabhängige Bestandesstrukturbeschreibung. Allgemeine Forst und Jagdzeitung 177, 169-176.
- STERBA, H., ZINGG, A., 2006b. Abstandsabhängige und abstandsunabhängige Bestandesstrukturbeschreibung. Allg. Forst- Jagdztg. 177, 169-176.
- TILMAN, D., KNOPS, J., WEDIN, D., REICH, P., RITCHIE, M., SIEMANN, E., 1997. The influence of functional diversity and composition on ecosystem processes. Science 277, 1300-1302.
- TILMAN, D., REICH, P. B., KNOPS, J., WEDIN, D., MIELKE, T., LEHMAN, C., 2001. Diversity and productivity in a long-term grassland experiment. Science 294, 843-845.

- VALLADARES, F., NIINEMETS, Ü., 2008. Shade tolerance, a key plant feature of complex nature and consequences. Annu. Rev. Ecol., Evol., Syst., 237-257.
- VILÀ, M., CARRILLO-GAVILÁN, A., VAYREDA, J., BUGMANN, H., FRIDMAN, J., GRODZKI, W., HAASE, J., KUNSTLER, G., SCHELHAAS, M., TRASOBARES, A., 2013. Disentangling biodiversity and climatic determinants of wood production. PLoS ONE 8, e53530.
- VILÀ, M., VAYREDA, J., GRACIA, C., IBÁÑEZ, J. J., 2003. Does tree diversity increase wood production in pine forests? Oecologia 135, 299-303.
- WILSON, J. P., GALLANT, J. C., 2000. Terrain analysis: principles and applications. Wiley, New York.
- ZHANG, Y., CHEN, H. Y., REICH, P. B., 2012. Forest productivity increases with evenness, species richness and trait variation: a global meta-analysis. J. Ecol. 100, 742-749.
- ZHANG, Y., CHEN, H. Y. H., 2015. Individual size inequality links forest diversity and above-ground biomass. J. Ecol. 103, 1245-1252.
- ZUUR, A., IENO, E., WALKER, N., SAVELIEV, A., SMITH, G., 2009. Mixed effects models and extensions in ecology with R. Springer, New York.

# Effekt der Mischung auf die Bestandesstruktur, die Dichte und das Ertragsniveau von Waldbeständen

Hans Pretzsch Lehrstuhl f. Waldwachstumskunde, TU München

#### Zusammenfassung

Basierend auf 141 Kombinationen aus Mischbeständen und benachbarten Reinbeständen wurde der Mischungseffekt auf die mittleren Baumdimensionen, die Dichte und das Ertragsniveau analysiert. Untersucht wurden langfristige Versuche und temporäre Probeflächen in Mitteleuropa mit gleichaltrigen Rein- und Mischbeständen aus Tanne/Fichte, Fichte/Kiefer, Fichte/Lärche, Fichte/Buche, Fichte/Erle, Kiefer/Buche, Lärche/Buche, Buche/Eiche und Buche/Douglasie, die die maximale Dichte repräsentieren.

Die Mittelhöhe (-2 %) und der Mitteldurchmesser (+1 %) von Mischbeständen weichen kaum vom gewichteten Mittel benachbarter Reinbestände ab. Demgegenüber liegen die Bestandesdichten, repräsentiert durch die Baumzahl, den Bestandesdichteindex nach Reineke, die Bestandesgrundfläche, und den Vorrat, um 8-22 % über benachbarten Reinbeständen. Bei der Mehrzahl der Baumartenkombinationen erhöht sich die Dichte beider Arten. Weil die Mittelhöhen weitgehend unverändert bleiben, die Vorräte und Gesamtwuchsleistungen aber merklich ansteigen, liegen in Mischbeständen das Niveau der Beziehung von Eichhorn (+16 %) und das allgemeine Ertragsniveau nach Assmann (+21 %) über den entsprechenden Beziehungen in benachbarten Reinbeständen.

# 1 Baumartenmischung und Ertrag von Wäldern

Um den Effekt der Baumartenmischung auf die Bestandesmittelwerte, Summenwerte und ertragskundlichen Grundbeziehungen wie Ertragsniveau, Bonität und Eichhorn'sche Regel zu gewinnen, wurde eine übergreifende Analyse durchgeführt. Sie basiert auf langfristigen Mischbestandsversuchen und temporären Versuchsflächen, die verschiedene 2-Arten-Mischungen jeweils in Misch- und Reinbeständen repräsentieren und die Entwicklung voll bestockter Bestände, also die maximale Tragfähigkeit, widerspiegeln. Die insgesamt 141 kombinierten Aufnahmen von Mischbeständen und benachbarten Reinbeständen der entsprechenden Arten erlauben Aussagen zum Mischungseffekt auf (i) die Mittelhöhe und den Mitteldurchmesser, (ii) die Bestandesdichte und den stehenden Vorrat, (iii) die Gesamtwuchsleistung sowie (iv) auf die Eichhorn'sche Beziehung und das allgemeine Ertragsniveau im Vergleich zu Reinbeständen.

# 2 Material und Methoden

#### 2.1 Material

In den Mittelpunkt der vorliegenden Untersuchung wurden gleichaltrige und damit im Wesentlichen einschichtige Mischbestände aus zwei Arten gestellt. Insgesamt konnten die 9 Artenkombinationen Fichte/Tanne, Fichte/Kiefer, Fichte/Lärche, Fichte/Buche, Fichte/Erle, Kiefer/Buche, Lärche/Buche, Buche/Eiche und Buche/Douglasie einbezogen werden.

Tabelle 1 Übersicht über die Lage und Klimaverhältnisse der einbezogenen langfristigen Versuchsflächen und temporären Probeflächen gesondert nach Baumartenkombination und insgesamt.

Arten-	L	ängengrac.	l	B	Breitengrad	1	Hö	he über N	IN	Mitt	teltemper	atur	Jahre	sniederso	chlag
kombination		(°O)			(°N)			(m)			(°C)		(1	mm Jahr <sup>-1</sup>	)
	min	mittel	max	min	mittel	max	min	mittel	max	min	mittel	max	min	mittel	max
Artenkombination															
Fichte/Tanne	10,144	11,078	11,720	47,398	47,665	47,941	650	1020	1280	4	5,3	7,5	1170	1790	2400
Fichte/Kiefer	9,079	11,012	12,318	48,567	49,292	50,146	250	401	550	6,7	7,9	9,3	625	711	810
Fichte/Lärche	10,779	12,686	13,639	46,590	46,928	47,097	1245	1503	1715	5,5	7,3	10,4	552	917	1100
Fichte/Buche	9,930	11,807	13,309	47,867	48,896	51,637	340	614	785	5,5	7,1	8,7	620	1018	1350
Fichte/Erle	11,036	11,036	11,036	47,938	47,938	47,938	585	585	585	8,4	8,4	8,4	1003	1003	1003
Kiefer/Buche	-3,172	12,992	23,351	41,895	50,236	56,153	20	325	1290	6	8,2	10,5	560	760	1175
Lärche/Buche	9,441	9,834	10,519	49,852	50,002	50,197	380	405	435	6,5	7,3	7,7	900	1000	1200
Buche/Eiche	9,336	9,604	10,519	49,685	49,865	49,992	340	416	470	7	7,4	8,5	690	936	1120
Buche/Douglasie	6,743	9,871	11,909	48,121	49,179	50,173	330	473	588	7,5	8,3	9,4	651	826	927
insgesamt	-3,172	9,604	10,519	41,895	46,928	47,097	20	325	435	4,0	5,3	7,5	552	711	810
Minimalwert	8,146	11,102	13,147	47,546	48,889	50,142	460	638	855	6,3	7,5	8,9	752	996	1232
Mittelwert	11,036	12,992	23,351	49,852	50,236	56,153	1245	1503	1715	8,4	8,4	10,5	1170	1790	2400
Maximalwert	-3,172	9,604	10,519	41,895	46,928	47,097	20	325	435	4,0	5,3	7,5	552	711	810

Für die vergleichenden Analysen von Misch- mit Reinbeständen waren jeweils Kombinationen aus Aufnahmedaten von Misch- und Reinbeständen der entsprechenden Arten auf demselben Standort erforderlich. Weil wir nach der Tragfähigkeit von Mischbeständen im Vergleich zu Reinbeständen und den ertragskundlichen Potentialen fragten, wurden nur Bestände einbezogen, die möglichst maximale Bestandesdichten repräsentieren und in der Vergangenheit nicht oder nur schwach behandelt worden sind.

Zur Beantwortung der Fragestellungen konnte ein Datensatz aus langfristigen Versuchsflächen und temporären Probeflächen zusammengestellt werden, der insgesamt 141 Kombinationen aus Aufnahmen von Mischbeständen und benachbarten Reinbeständen der entsprechenden Arten enthält. Davon repräsentieren 79 Kombinationen Versuchflächen, von denen neben den aktuellen Bestandesdaten auch die Geschichte und Gesamtwuchsleistungen bekannt sind. Von 62 Kombinationen lagen nur temporäre Aufnahmedaten im mittleren oder fortgeschrittenem Alter vor.

Die einbezogenen Kombinationen aus Rein- und Mischbeständen liegen überwiegend in Deutschland, repräsentieren aber auch einige andere Regionen in Mitteleuropa (Tabelle 1). Sie reichen von Längengrad -3,172° bis 23,351° Ost und von Breitengrad 41,895° bis 56,153° Nord. Ihre Höhenlage bewegt sich zwischen 20 und 1.715 m über N.N. Die mittleren Jahrestemperaturen betragen 4,0 bis 10,5° C und die jährlichen Niederschläge 552 bis 2.400 mm. Die Vegetationszeit, definiert als die Anzahl von Tagen mit Mitteltemperaturen über 10°C, ist 151 bis 213 Tage lang.

Tabelle 2 Ertragskundliche Charakteristika der Versuchs- und Probeflächen der Untersuchung gesondert nach Baumartenkombinationen und insgesamt. Neben dem mittleren Alter sind angegeben die Mittelhöhe im Alter von 80 Jahren, hA80, die aktuelle Mittelhöhe, h<sub>g</sub>, der quadratische Mitteldurchmesser, d<sub>g</sub>, die Baumzahl pro ha, N, die Bestandesgrundfläche, G, und der stehende Vorrat, V.

Artenkombinationen	Anzahl	mittl. Alter	Bonität	h <sub>g</sub>	d <sub>g</sub>	Ν	G	V
und insgesamt			h <sub>A80</sub>					
	n	Jahre	m	m	cm	Bäume ha⁻¹	m²ha⁻¹	m³ha⁻¹
Artenkombinationen								
Fichte/Tanne	8	113	27,3	33 <i>,</i> 5	44,9	361	53 <i>,</i> 0	777
Fichte/Kiefer	7	74	26,7	25,2	27,0	999	49,4	598
Fichte/Lärche	10	110	22,0	24,5	30,6	910	59,1	752
Fichte/Buche	52	86	28,2	28,7	33,1	537	43,7	532
Fichte/Erle	3	52	28,0	20,3	22,4	1.929	48,2	493
Kiefer/Buche	17	74	27,0	23,8	27,0	915	36,3	415
Lärche/Buche	1	64	30,3	26,2	28,4	487	29,4	385
Buche/Eiche	24	83	26,2	25,8	30,3	418	23,6	329
Buche/Douglasie	19	64	36,4	28,7	35,6	915	49,1	707
insgesamt	141							
Minimalwert		25	10,6	7,3	7,8	62	7,7	35
Mittelwert		80	28,0	26,3	31,0	830	43,5	554
Maximalwert		241	52,0	50,5	83,2	5.000	123,5	2.071

Im Einzelnen handelt es sich um folgende langfristige Versuchsflächen und temporäre Probeflächen Allershausen 1012, Alzenau 1015, Arnstein 1021, Bischbrunn 311, Bodenwöhr 1011, Daun 1005, Dießen 777, Ebersberg 1044, EuMixFor 1004, 1031, 1032, 1033, 1036, 1037, 1040, 1042, 1043, 1044, 1045, 1047, 1051, 1052, 1054, 1057, 1063, 1070, Freising 1023, Geisenfeld 1016, Gemünden 871, Hain 27, Schlanders/Vinschgau 1000, 2000, 3000, Hirschwald 1006, Kelheim 1022, Kreuth 122, Krumbach 861, Mitterteich 101, Neuburg 841, Pfalz 1007, Ramingstein-Thomatal/Lungau 1-11, Rothenbuch 313 334, Rohrbrunn 90, Rohrbrunn 620, Rohrmoos 107, Sachsenried 607, Selb 1013, Schongau 814, Spessart 1003, Starnberg 91, Traunstein 1025, Waldbrunn 105, 106, Waldleinigen 1001, Waldsassen 1024, Weiden 1014, Wieda 114, Wolfratshausen 97, Würzburg, 1002 und Zwiesel 111, 134, 135.

Die Flächengrößen liegen zwischen 0,05 ha and 0,6 ha, mit tendenziell eher geringeren Flächen bei den temporären Versuchsflächen und größeren bei den langfristigen Versuchsflächen. Detailinformationen über diese Flächen finden sich bei PRETZSCH und BIBER (2016).

Tabelle 2 zeigt, dass die Untersuchung die wichtigsten 2-Arten-Mischungen in Mitteleuropa abdeckt. Die Informationen über manche Baumartenkombinationen (z. B. Fichte/Kiefer, Fichte/Erle, Lärche/Buche) sind aber noch spärlich. Das mittlere Alter der Kombinationen beträgt 80 Jahre; deshalb wurde auch die Mittelhöhe im Alter 80 für die Bonitierung gewählt. Dass die Rein- und Mischbestände in diesem Alter Mittelhöhen zwischen 10,6 und 52, 0 m erreichen (Tabelle 2, Zeilen Minimalwert, Mittelwert, Maximalwert) spiegelt die große Breite des mit ihnen abgedeckten Standortspektrums wider. Entsprechend breit ist der Wertebereich der Mittelhöhen und Mitteldurchmesser. Die ebenfalls große Spannbreite der Baumzahlen (62- 5.000 N ha-1), Bestandesgrundflächen (7,7-123,5 m2 ha-1) und Vorräte (35-2.071 m3 ha-1) resultiert ebenfalls aus dem breiten Rahmen von Bestandesaltern und Standortbedingungen.

Insbesondere die Spitzenwerte dürften aber auch auf die eher kleineren Flächengrößen der temporären Probeflächen (minimal 0,05 ha, d. h. Hochrechnungsfaktor auf Hektarwerte beträgt 20) und die entsprechend hohen Hochrechnungsfaktoren zurückzuführen sein.

#### 2.2 Methoden

# Vergleich der Bestandeskennwerte im Mischbestand mit dem gewichteten Mittelwerten benachbarter Reinbestände

Für den Vergleich der Mittel- und Summenwerte (Mittelhöhe, Mitteldurchmesser, stehender Vorrat, Bestandesdichte oder Bestandesvolumen) wurde der gemessene Wert des Mischbestandes in Relation gesetzt zum gewichteten Mittel der benachbarten Reinbestände, wobei die Gewichtung mit den Mischungsanteilen m<sub>1</sub> und m<sub>2</sub> erfolgte. Im Falle des Bestandesvolumens ergab sich beispielsweise  $\hat{V}_{1,2} = V_1 \times m_1 + V_2 \times m_2$  für das gewichtete Mittel. Das gewichtete Mittel bildete den erwarteten Referenzwert und wurde dem entsprechenden Beobachtungswert des benachbarten Mischbestandes gegenübergestellt. Für den Vergleich auf Ebene der Baumarten wurde der Beitrag der Baumarten zum Mischbestand mit dem Mischungsanteil auf einen Hektar hochskaliert und dann mit den entsprechenden Summenwerten des benachbarten Reinbestandes verglichen. Wiederum am Beispiel des stehenden Volumens ergab das RV<sub>1,(2)</sub>=VV<sub>1,(2)</sub>/m<sub>1</sub>/V<sub>1</sub> bzw. RV<sub>(1),2</sub>=VV<sub>(1),2</sub>/m<sub>2</sub>/V<sub>2</sub>.

Für die Berechnung der Mischungsanteile m<sub>1</sub> und m<sub>2</sub> wurden zunächst die Stand-Density-Indizes für beide Baumarten im Reinbestand berechnet ( $SDIMAX_1$ ,  $SDIMAX_2$ ). Sie repräsentieren den regionaltypischen maximalen SDI und den Standflächenbedarf der jeweiligen Baumart. Die Werte  $SDIMAX_1$ ,  $SDIMAX_2$  wurden verwendet, um den SDI einer Art in jenen der anderen umzurechnen ( $e_{2\Rightarrow1} = SDIMAX_1 / SDIMAX_2$  und  $e_{1\Rightarrow2} = SDIMAX_2 / SDIMAX_1$ ). Die Äquivalenzkoeffizienten e<sub>1</sub> und e<sub>2</sub> konnten dazu verwendet werden, die SDI-Werte von zwei Arten mit unterschiedlichem Standraumbedarf zu kombinieren ( $SDI_{1,2} = SDI_{1,(2)} + SDI_{(1),2} \times e_{2\Rightarrow1}$ ). Basierend auf dem standardisierten SDI, z.B. für die Art 1 ( $SDI_{1,2} = SDI_{1,(2)} + SDI_{(1),2} \times e_{2\Rightarrow1}$ ) und dem Anteil der Arten 1 und 2 an dieser standardisierten Dichte ( $SDI_{1,(2)} / SDI_{1,2}$  bzw. ( $SDI_{(1),2} \times e_{2\Rightarrow1} ) / SDI_{1,2}$ ) konnten dann die Mischungsanteile der Arten 1 und 2

$$\begin{split} \mathbf{m}_1 &= \mathrm{SDI}_{1,(2)} / (\mathrm{SDI}_{1,(2)} + \mathrm{SDI}_{(1),2} \times \mathrm{SDIMAX}_1 / \mathrm{SDIMAX}_2) \\ \mathbf{m}_2 &= (SDI_{(1),2} \times SDIMAX_1 / SDIMAX_2) / (SDI_{1,(2)} + SDI_{(1),2} \times SDIMAX_1 / SDIMAX_2) \end{split}$$

berechnet werden. Auf diese Weise floss der unterschiedliche Standraumbedarf der Arten in die Berechnung der Mischungsanteile  $m_1$  und  $m_2$  mit ein (Sterba et al. 2014).



Abbildung 1 Beziehung zwischen Vorrat und Bestandeshöhe und Gesamtwuchsleistung und Bestandeshöhe in linearer (a und c) und doppel-logarithmischer (b und d) Darstellung und die Ableitung der Indizes Vhg20 und GWLhg20 für die Charakterisierung des Mischungseffektes auf die Beziehung von EICHHORN (1902) und das allgemeine Ertragsniveau nach ASSMANN (1961).

(a) Abhängigkeit des Vorrates, V, von der Mittelhöhe, h<sub>g</sub>, spiegelt die Eichhorn'sche Beziehung (EICHHORN 1902) wider und die Abhängigkeit der Gesamtwuchsleistung, GWL, von der Mittelhöhe zeigt das allgemeine Ertragsniveau (ASSMANN 1961) an.

(b) Eichhorn'sche Beziehung und allgemeines Ertragsniveau in doppelt-logarithmischer Darstellung.

(c) Ableitung des Index Vhg20 für die Charakterisierung des Mischungseffektes auf die Beziehung von Eichhorn in linearer Darstellung.

(d) Ableitung des Index Vhg20 in doppelt-logarithmischer Darstellung; im Nebenbild wird gezeigt, wie mit dem Ansatz  $V_{h_{g20}} = V \times (20/h_g)^{a_{V,h_{g20}}}$  beobachtete Vorratswerte, V, und Höhenwerte,  $h_{g}$ , im Richtungsfeld auf die In-

dexhöhe  $h_g$ =20 m projiziert werden. Der Index GWLhg20 für die Charakterisierung des Mischungseffektes auf das allgemeine Ertragsniveau nach ASSMANN (1961) wird analog zu Vhg20 abgeleitet. Weitere Erläuterungen im Text.

# Analyse des Mischungseffektes auf die Eichhorn'sche Beziehung und das allgemeine Ertragsniveau

Der Bestandesvorrat und die Gesamtwuchsleistung nehmen mit fortschreitender Höhe progressiv zu (vgl. Abbildungen 1a und 5). Das Eichhorn'sche Gesetz beschreibt diesen Zusammenhang (V=f(h)) für den Vorrat (Eichhorn 1902), das allgemeine Ertragsniveau (GWL=f(h)) beschreibt ihn für die Gesamtwuchsleistung (ASSMANN 1961).

Für die vorliegende Untersuchung leiteten wir verallgemeinerte, baumartenspezifische Exponenten ( $\alpha_{V,h_g}$  bzw.  $\alpha_{GWL,h_g}$ ) für den allometrischen Zusammenhang zwischen Vorrat und Mittelhöhe

( $V \propto h_g^{a_{V,h_g}}$ ) sowie für den Zusammenhang zwischen Gesamtwuchsleistung und Mittelhöhe

 $(GWL \propto h_g^{\alpha_{GWL,h_g}})$  ab. Ausgehend von diesen Exponenten konnte ein bei Mittelhöhe h<sub>g</sub> festgestellter Vorrat V über den Ansatz  $V_{hg20} = V \times (20/h_g)^{\alpha_{V,h_g20}}$  auf eine Standardhöhe von 20 m projiziert werden. Analog erfolgte das für gemessene Gesamtwuchsleistungen  $(GWL_{hg20} = GWL \times (20/h_g)^{\alpha_{GWL,h_g20}})$ . Die Werte  $V_{hg20}$  und  $GWL_{hg20}$  gaben dann an, mit welchem Vorrat bzw. welcher Gesamtwuchsleistung bei einer Indexhöhe von 20 m zu rechnen ist.

Abbildung 1 verdeutlicht den methodischen Ansatz, der analog der Ableitung des SDI von REINEKE (1933) ist, in grafischer Form. Die Basis bildeten die in Abbildung 1a dargestellten allometrischen Zusammenhänge zwischen Vorrat, V, und Mittelhöhe  $h_g$  sowie zwischen GWL und  $h_g$  ( $V \propto h_g^{\alpha_{V,h_g}}$  bzw.  $GWL \propto h_g^{\alpha_{GWL,h_g}}$ ). In der doppel-logarithmischer Darstellung auf Abbildung 1b ergeben sich daraus Geraden mit den Steigungen  $\alpha_{V,h_g}$  bzw.  $\alpha_{GWL,h_g}$ . Abbildung 1c und d zeigen am Beispiel des Bestandesvorrates im linearen bzw. doppel-logarithmischen System, wie für Bestände mit gemessener Mittelhöhe,  $h_g$ , und gemessenem Vorrat, V, der entsprechende Vorrat bei der Indexhöhe von 20 m durch Extrapolation entlang des Richtungsfeldes mit der Steigung  $\alpha_{V,h_g}$  abgelesen wird. Analog erfolgte das für

die Gesamtwuchsleistungen (nicht grafisch dargestellt). Aufbauend auf den Werten  $V_{hg20}$  und  $GWL_{hg20}$  aller Rein- und Mischbestände konnten dann durch Gruppenvergleiche wie im folgenden Abschnitt "Statistische Vergleiche zwischen Rein- und Mischbestand" ausgeführt, Gruppenunterschiede in der Höhenlage der Eichhorn'schen Beziehung und im allgemeinen Ertragsniveau geprüft werden.

Basis für diesen Ansatz war die regressionsanalytische Ableitung der allometrischen Exponenten  $\alpha_{_{V,h_{\sigma}}}$ 

und  $\alpha_{GWL,h_g}$  für die Hauptbaumarten aus dem Ertragstafelkompendium von SCHOBER (1975). Das erbrachte für die Berechnung von V<sub>h20</sub> auf der Basis mäßig durchforsteter Bestände der Bonitäten I., II. und III. für die Arten Fichte ( $\alpha_{V,h_g}$  = 1,899), Kiefer (1,398) Buche (2,165), Eiche (2,017), Douglasie (1,491) und Lärche (1,481) die benötigen allometrische Exponenten. Analog ergaben sich für die Ableitung von GWL<sub>h20</sub> für Fichte ( $\alpha_{GWL,h_g}$  = 2,199), Kiefer (1,998) Buche (2,335), Eiche (2,677), Douglasie (1,827) und Lärche (1,882).

#### Statistische Vergleiche zwischen Rein- und Mischbestand

Zum Vergleich der Bestandesmittelwerte (Mittelhöhe, Mitteldurchmesser, mittlerer Schlankheitsgrad) wurden die entsprechenden Werte des Mischbestandes durch jene des Reinbestandes der gleichen Art geteilt. Der mittlere Quotient über alle Kombinationen ± Standardfehler dient dann der Prüfung, ob die Mittelwerte im Mischbestand größer sind als jene im Reinbestand. Die statistischen Auswertungen, wie die Gruppenvergleiche, linearen und nichtlinearen Regressionsrechnungen erfolgten mit IBM SPSS Statistisc (Version 23).

# 3 Ergebnisse

#### 3.1 Mittelhöhe und Mitteldurchmesser

Abbildung 2 zeigt, dass die Mittelhöhen und Mitteldurchmesser in den Mischbeständen dem gewichteten Mittel der benachbarten Reinbestände ähneln. Im Einzelnen kommt es zu deutlichen Abweichungen, im Durchschnitt liegen die Mittelhöhen im Mischbestand aber nur um 2 % unter den entsprechenden Dimensionen benachbarter Reinbestände (Tabelle 3, Zeile h<sub>g</sub>). Die Stammdurchmesser und Stammvolumina sind im Mischbestand um durchschnittlich 1 bzw. 5 % höher als in den benachbarten Reinbeständen (Tabelle 3, Zeilen d<sub>g</sub> und v<sub>g</sub>). Die Überlegenheiten gegenüber dem Reinbestand sind aber nicht signifikant.

Die Spalten Gruppenmittelwerte (mixed bzw. mono) geben für Misch- bzw. Reinbestände die mittleren Charakteristika an. Die Quotienten (mixed/mono) repräsentieren den Mittelwert der paarweisen Divisi-

on der Charakteristika von Misch-/Reinbeständen, stimmen also nicht unbedingt mit dem Quotienten aus den Gruppenmitteln überein.



Abbildung 2 Mittelhöhe (a) und Mitteldurchmesser (b) der Bäume im Mischbestand unterscheiden sich im Mittel kaum von den entsprechenden Mittelwerten der benachbarten Reinbestände. Punkte nahe der Winkelhalbierenden (1,0-Linie) zeigen an, dass die Mittelwerte im Mischbestand ähnlich sind wie die gewichteten Mittelwerte in den benachbarten Reinbeständen.

Tabelle 3 Baumartenmischung kann die Dichte und den Vorrat gegenüber Mischbeständen signifikant erhöhen, lässt die Einzelbaumdimensionen aber eher unverändert. Gezeigt sind Bestandescharakteristika der Mischbestände (Gruppenmittelwerte mixed) im Vergleich zum gewichteten Mittel der Reinbestände (mono) sowie die Quotienten mixed/mono. Quotienten über/unter 1,00 zeigen eine Über-/Unterlegenheit der Mischbestände gegenüber benachbarten Reinbeständen an. Fett gedruckte Quotienten zeigen signifikante (p<0,05) Unterschiede zwischen Misch- und Reinbeständen an.

Unterschiede zwischen Misch- und Keinbestunden un.										
Variablen	Einheit	Stich-	Gruppenmittelwerte		Quotient					
		probe	(± SE)							
		n	misch	mono	misch/mono (± SE)					
mittlere Stan	nmdimensionen									
h <sub>g</sub>	m	141	29,25 (± 0,52)	29,85 (± 0,50)	0,98* (± 0,008)					
d <sub>g</sub>	cm	141	32,10 (± 0,88)	32,18 (± 0,85)	1,01 (± 0,100)					
Vg	m <sup>3</sup>	141	1,36 (± 0,09)	1,37 (± 0,09)	1,05 (± 0,033)					
Dichte und Vorrat										
Ν	Bäume ha⁻¹	141	752 (± 54)	635 (± 40)	1,22*** (± 0,040)					
G	m² ha⁻¹	141	42,12 (± 1,43)	38,09 (± 1,12)	1,12** (± 0,024)					
SDI	Bäume ha⁻¹	141	793 (± 27)	717 (± 20)	1,16*** (± 0,025)					
V	m³ha⁻¹	141	561,38 (± 21,66)	525,59 (± 19,52)	1,08** (± 0,026)					
Gesamtwuch	sleistung									
GWL	m³ha⁻¹	79	979,85 (± 42,50)	883,85 (± 37,61)	1,12** (± 0,027)					
Eichhorn'sch	e Beziehung und	d Ertragsniv	<i>r</i> eau							
V <sub>h20</sub>	m³ha⁻¹	141	325,57 (± 13,06)	282,06 (± 8,40)	1,16** (± 0,028)					
GWL <sub>h20</sub>	m³ha⁻¹	79	509,42 (± 21,59)	419,78 (± 13,13)	1,21***(±0,030)					

Für fünf ausgewählte, besonders weit verbreitete Mischungen, erfolgte der Vergleich zwischen Mischund Reinbestand auch auf der Ebene der Artenkombination und der Arten. Tabelle 4 zeigt folgende Interaktionen zwischen den Arten 1 und 2, die für alle einbezogenen Artenkombinationen charakteristisch sind. Ähnlich wie bei der übergreifenden Analyse über alle Artenkombinationen hinweg, zeigen sich auch auf der Ebene der einzelnen Artenkombinationen kaum Unterschiede zwischen den mittleren Bestandeshöhen und Durchmessern im Misch- gegenüber dem Reinbestand (Tabelle 4, Spalte Gesamtbestand misch/mono). Die Analyse auf Ebene der Arten zeigt, dass geringfügige Vorteile der einen Art in den meisten Fällen durch Nachteile der zweiten Art kompensiert werden (Tabelle 4, Spalten Art 1 misch/mono und Art 2 misch/mono), sodass für den Bestand insgesamt keine signifikanten Differenzen zwischen Misch- und Reinbestand bestehen. Eine Ausnahme bildet hier der Eichen/Buchen Mischbestand, der hinter dem Reinbestand in der Höhe und im Durchmesser um 5 % zurückbleibt.

Tabelle 4 Mittelhöhe,  $h_g$ , und Mitteldurchmesser,  $d_g$ , im Mischbestand in Relation zum Reinbestand, gesondert für fünf Artenkombinationen. Quotienten über/unter 1,00 zeigen eine Über-/Unterlegenheit der Mischbestände gegenüber benachbarten Reinbeständen an. Fett gedruckte Quotienten zeigen signifikante (p<0,05) Unterschiede zwischen Misch- und Reinbeständen an.



Abbildung 3 Baumzahl (a), Bestandesgrundfläche (b), Bestandesdichteindex (c) und stehender Vorrat (d) der Mischbestände liegen häufig deutlich über den entsprechenden Dichte- und Vorratswerten benachbarter Reinbestände. Punkte nahe der Winkelhalbierenden (1,0-Linie) zeigen an, dass die Dichte- und Vorratswerte im Mischbestand ähnlich sind wie das gewichtete Mittel der benachbarten Reinbestände.

#### 3.2 Bestandesdichte und Vorrat

Ähnlich wie bei der Mittelhöhe und dem Mitteldurchmesser streuen die einzelnen Versuchsflächen in ihren Dichten und Vorräten in breitem Rahmen. Abbildung 3 zeigt, dass die Mehrzahl der Beobachtungswerte über der 1:1-Linie liegt. Wie aus Tabelle 3 hervorgeht, liegen die Baumzahlen (+ 22 %), Bestandesgrundflächen (+12 %), Bestandesdichtewerte (+ 16 %) und Vorräte (+ 8 %) in Mischbeständen im Mittel signifikant (mindestens p<0,05) höher als das gewichtete Mittel der benachbarten Reinbestände (Abbildung 3, Tabelle 3, Zeilen N, G, SDI und V).

#### 3.3 Gesamtwuchsleistung

Weil die Quantifizierung der Gesamtwuchsleistung (Summe aus stehendem Vorrat und Vornutzungen seit Bestandesbegründung) langfristiger Versuche bedarf und diese in Mischbeständen eher rar sind, war bisher wenig darüber bekannt, wie Misch- gegenüber Reinbeständen in der Gesamtwuchsleistung abschneiden. Abbildung 4 zeigt eine tendenzielle Überlegenheit der in diese Untersuchung einbezogenen Mischbestände gegenüber Reinbeständen in der Gesamtwuchsleistung. Nach Tabelle 3 (Tabelle 3, Zeile GWL) übertreffen Mischbestände das gewichtete Mittel benachbarter Reinbestände in der Gesamtwuchsleistung signifikant (p<0,01) um 12 %. Die Überlegenheit der Mischbestände in der Gesamtwuchsleistung ist also noch etwas größer als die ihres Vorrates (+ 8 %) (Tabelle 3, Zeile V).



Abbildung 4 Die Gesamtwuchsleistung in Mischbeständen übertrifft im Durchschnitt das Niveau benachbarter Reinbestände. Punkte nahe der Winkelhalbierenden (1,0-Linie) zeigen an, dass die Gesamtwuchsleistungen im Misch- und Reinbestand ähnlich sind. Punkte oberhalb der Winkelhalbierenden zeigen eine Überlegenheit der Mischbestände an.

#### 3.4 Eichhorn'sche Beziehung und Ertragsniveau

Abbildung 5 zeigt die in den Mischbeständen (graue Kreise) und Reinbeständen (weiße Kreise) gemessenen Vorräte über der Mittelhöhe und die Eichhorn'sche V-h<sub>g</sub>-Beziehung als Ergebnis der Regressionsanalyse. In delogarithmierter Form ergibt sich  $V = e^{1,13} \times h^{1,526} \times e^{mixmono}$ , wobei für Mischbestände gilt mischmono=1, so dass  $e^{0,086 \times mischmono} = 1,09$ . Gegenüber dem Reinbestand liegt die Eichhorn'sche Beziehung nach dieser Auswertung also um etwa 9 % höher als im Reinbestand. Weiter zeigt die Gleichung für die V-h<sub>g</sub>-Beziehung einen mittleren Steigungswert von  $\alpha_{V,h_o} = 1,526$ .



Abbildung 5 Darstellung der Bestandesvorräte, V, über der Mittelhöhe,  $h_g$ , in den Reinbeständen (leere Symbole) im Vergleich zu benachbarten Mischbeständen (ausgefüllte Symbole). Den Regressionslinien liegt das Modell  $\ln(V) = 1,13 (\pm 0,282) + 1,526 (\pm 0,085) \times \ln(h) + 0,086 (\pm 0,041) \times mischmono zugrunde, mit mischmono=0 für Reinbestände und mischmono=1 für Mischbestände (n=282, R<sup>2</sup>=0,536, p>0,001 ***).$ 

Tabelle 5 Vorrat bei Mittelhöhe 20 m,  $V_{hg20}$ , und Gesamtwuchsleitung bei Mittelhöhe 20 m, GWL<sub>hg20</sub>, im Mischbestand in Relation zum Reinbestand, gesondert für fünf Artenkombinationen. Liegen die Quotienten zwischen gemischt und mono über/unter 1,00, so zeigen sie eine Über-/Unterlegenheit der Eichhorn'schen Beziehung bzw. des allgemeinen Ertragsniveaus in Mischbeständen gegenüber benachbarten Reinbeständen an. Fett gedruckte Quotienten zeigen signifikante (p<0,05) Unterschiede zwischen Misch- und Reinbeständen an.

Variablen	Artenkombination	n	Art 1	Art 2	Gesamtbestand
			misch/mono	misch/mono	misch/mono
			(± SE)	(± SE)	(± SE)
$V_{h20} (m^3 ha^{-1})$					
	Fichte/Kiefer	7	1,19 (±0,07)	1,38 (±0,04)	1,22 (±0,04)
	Fichte/Lärche	10	1,84 (±0,94)	1,32 (±0,19)	1,43 (±0,31)
	Fichte/Buche	52	1,07 (±0,04)	1,05 (±0,04)	1,05 (±0,03)
	Kiefer/Buche	17	1,41 (±0,07)	1,40 (±0,09)	1,40 (±0,07)
	Eiche/Buche	24	1,02 (±0,04)	1,21 (±0,07)	1,11 (±0,04)
GWL <sub>h20</sub> (m <sup>3</sup> h	a⁻¹)				
	Fichte/Kiefer	5	2,10 (±0,29)	1,43 (±0,16)	1,31 (±0,04)
	Fichte/Lärche	6	1,26 (±0,36)	1,37 (±0,18)	1,55 (±0,40)
	Fichte/Buche	32	1,01 (±0,06)	1,11 (±0,05)	1,07 (±0,03)
	Kiefer/Buche	9	1,86 (±0,31)	1,48 (±0,11)	1,43 (±0,08)
	Eiche/Buche	18	1,07 (±0,03)	1,11 (±0,07)	1,17 (±0,05)

Die auf die Standardhöhe von 20 m bezogenen Vorräte  $V_{h20}$  und Gesamtwuchsleistungen GWL<sub>h20</sub> untermauern das überlegene Niveau der Mischbestände in den V-h<sub>g</sub>- und GWL-h<sub>g</sub>-Beziehungen. Tabelle 3 zeigt für V<sub>h20</sub> und GWL<sub>h20</sub> eine Überlegenheit von 16 bzw. 21 % an.

Tabelle 5 zeigt auch für alle fünf ausgewählten Mischungen deutliche Anhebungen der Eichhorn'schen Beziehung ( $V_{h20}$ ) und des allgemeinen Ertragsniveaus (GWL<sub>h20</sub>). Das gilt sowohl für die Ebene der Baumart, als auch für den Bestand insgesamt. Gleiches galt für die hier nicht im Einzelnen behandelten Mischungen Fichte/Tanne, Fichte/Erle, Lärche/Buche, und Buche/Douglasie. Die hinsichtlich der Lichtökologie besonders komplementären Artenkombinationen (z. B. Fichte/Lärche, Fichte/Kiefer, Kiefer/Buche) zeigen tendenziell größere Anhebungen der V-h<sub>g</sub>- und GWL-h<sub>g</sub>-Relation als die weniger komplementären Artenkombinationen (z.B. Fichte/Tanne, Buche/Douglasie).

# 4 Diskussion

#### Gleiche Höhenleistung, aber Anhebung der maximalen Dichte und des Ertragsniveaus durch Baumartenmischung

Für in Mitteleuropa weit verbreitete Baumartenmischungen konnte gezeigt werden, dass sie die Mittelhöhe im Vergleich zu Reinbeständen nur geringfügig verändern, die Bestandesdichte und das Ertragsniveau aber deutlich anheben können. Der Untersuchung liegen voll bestockte Bestände zugrunde, so dass aus den Ergebnissen auf eine erhöhte Tragfähigkeit von Mischbeständen im Vergleich zu benachbarten Reinbeständen geschlossen werden kann. Durch die Mischung kann eine Art, z. B. die in der Jugend schneller wüchsige Kiefer, zwar zeitweilig im Höhenwachstum gefördert, und die andere Art, z. B. die eher später kulminierende Buche, in der Entwicklung abgebremst werden. D. h. eine Art kann auf Kosten der anderen höher werden (PRETZSCH et al. 2015). Die mittlere Bestandeshöhe wird dadurch aber kaum verändert. Es konnte also keine Steigerung der Höhenwuchsleistung und Bonitätserhöhung festgestellt werden, wie sie nach Düngungsmaßnahmen festzustellen ist (FOERSTER 1990, WITTICH 1954). Trotz etwa gleich bleibender Höhenleistung äußert sich die Mischung aber in einer signifikanten Erhöhung der Bestandesdichte, d.h., die Eichhorn'sche Beziehung (+16 %) und das allgemeine Ertragsniveau (+21 %) steigen deutlich an.

#### Mischung als zuwachssteigernde waldbauliche Maßnahme

Die vorliegende Untersuchung unterstreicht, dass durch Mischung komplementärer Baumarten auch eine dauerhafte Erhöhung von Zuwachs und Dichte erreicht werden kann. Die Mischungseffekte fallen bei einer Kombination von Licht- mit Schattenbaumarten, Koniferen mit Laubbaumarten oder Pioniermit Klimaxbaumarten besonders deutlich aus. Dieser Vorteil entsteht aus der überlegten Kombination von Baumarten, die die verfügbaren Ressourcen aufgrund ihrer ökologischen Komplementarität besser aufnehmen oder effizienter nutzen. Die Voraussetzung für die Ausschöpfung des Potentials von Mischbeständen im Sinne einer Erhöhung der Produktivität oder Dichte ist ökologisches Wissen, wie es die vorliegende Untersuchung vermitteln will. Im Vergleich zu Maßnahmen wie Durchforstung, Düngung, oder Astung bildet die Baumartenmischung eine besonders effiziente Maßnahme der Verbesserung der Funktionen und Leistungen von Wäldern.

#### Praktische Relevanz der Ergebnisse

Bei Bestandesaufnahmen und Betriebsinventuren erfolgt die Vorratsermittlung häufig über Bonitierung der Bestände und Abgriff ihres Vorrates aus Tabellenwerken in Abhängigkeit von Alter und Höhe der Bestände. Die entsprechenden Tafelwerke wurden durchweg für Reinbestände entwickelt und repräsentieren demnach auch die Eichhorn'sche Beziehung und das Ertragsniveau von Reinbeständen. Bei ihrer Anwendung für die Vorratsschätzung von Mischbeständen, in welchen die genannten Beziehungen auf höherem Niveau liegen können, sollten die aus der Tafel abgegriffenen Werte deshalb mit dem Bestockungsgrad korrigiert werden (Vorrat<sub>geschätzt</sub>=Vorrat<sub>ET</sub> ×BG<sub>G</sub>). Der grundflächenbezogene Bestockungsgrad (BG<sub>G</sub>) lässt sich besonders einfach über Winkelzählproben in dem betreffenden Bestand ermitteln (BG<sub>G</sub>=G<sub>WZP</sub>/G<sub>ET</sub>), wobei G<sub>WZP</sub> und G<sub>ET</sub> für die Bestandesgrundflächen aus der Winkelzählprobe bzw. Ertragstafel stehen. Auf Basis von Ertragstafeln ermittelte Vorräte sollten dann nach Ermittlungen des Bestockungsgrades bei überlegenen Dichten der Mischbestände auf wirklichkeitsnähere Dichte mit dem gemessenen Bestockungsgrad (BG<sub>G</sub>=G<sub>WZP</sub>/G<sub>ET</sub>>1.0) erhöht werden.

Die Erhöhung der Tragfähigkeit durch Baumartenmischung ist eine wichtige Information, die in die Entwicklung von waldbaulichen Pflegerichtlinien einfließen sollte (SCHÜTZ und ZINGG 2010). Werden für Mischbestände, wie bisher üblich, dieselben maximalen Bestandesdichten wie für Reinbestände unterstellt, und erfolgen in ihnen ähnliche Dichteabsenkungen im Zuge von Durchforstungen wie in Reinbeständen, dann besteht die Gefahr suboptimaler Dichtehaltung. Die Tragfähigkeit könnte dann durch zu starke Dichteabsenkungen nicht voll ausgeschöpft werden und es könnten Produktionsverluste entstehen. Die Mischungseffekte würden quasi durch Unterschreitung der zuwachsoptimalen Dichte eliminiert. Die gezeigte erhöhte Tragfähigkeit erlaubt vielmehr höhere Stammzahlhaltungen und höhere Anzahlen von Z- oder Auslesebäumen als in Reinbeständen.

#### Konsequenzen für die Modellbildung

Dass der Zuwachs, die Dichte, das Ertragsniveau und weitere Bestandescharakteristika von Mischbeständen signifikant vom gewichteten Mittel benachbarter Reinbestände abweichen, unterstreicht, dass Mischungseffekte nicht rein additiv, sondern multiplikativ wirken. Die inter-spezifische Nachbarschaft löst Interaktionen aus, erzeugt Prozesse und Strukturen, die aus Reinbeständen allein nicht abgeleitet werden können. Die Abweichungen der Mischbestände z. B. im Zuwachs und in der Bestandesdichte von benachbarten Reinbeständen können 10- 30 % betragen und sind damit wissenschaftlich und praktisch relevant. Die Vorhersagen von Prognosemodellen (z. B. Ertragstafeln oder Simulatoren für Reinbestände), die auf Reinbeständen basieren, bedürfen der Korrektur, z. B. über Multiplikatoren, die die mischungs- und artenspezifischen Effekte berücksichtigen (PRETZSCH et al. 2015). Solche Korrekturfaktoren bilden aber allenfalls eine Übergangslösung. Längerfristig sollten die Effekte der Mischung auf die Prozess (z. B. Angebot, Aufnahme und Nutzungseffizienz von Ressourcen) und Strukturen (z. B. Baummorphologie, Bestandesstruktur, Größenzusammensetzung) modellhaft abgebildet werden. Denn nur so können dauerhaft verlässliche waldwachstumskundliche Informationsgrundlagen für die künftig immer weiter verbreiteten Mischbestände bereitgestellt werden.

#### 5 Danksagung

Dank geht an das Bayerische Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten für die Unterstützung des Projektes W07 "Betreuung der Langfristigen ertragskundlichen Versuchsflächen" und an die Europäische Union für die Förderung der COST Action FP1206 EuMIXFOR, aus welcher einige der Rein- und Mischbestände auf Kiefer und Buche stammen.

#### 6 Literatur

- Assmann E (1961) Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 490 p
- EICHHORN F (1902) Ertragstafeln für die Weißtanne. Verlag Julius Springer, Berlin, 81 p + annex
- FOERSTER W (1990) Zusammenfassende ertragskundliche Auswertung der Kiefern-Düngungsversuchsflächen in Bayern. Forstl Forschungsber München 105, pp 1-328 p
- KRAMER, H., AKÇA, A. (1995) Leitfaden zur Waldmeßlehre. JD Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, 266 S.
- PRETZSCH, H. (2013) Facilitation and competition in mixed-species forests analysed along an ecological gradient. Nova Acta Leopoldina 114 (391): 159-174
- PRETZSCH, H. (2014) Canopy space filling and tree crown morphology in mixed-species stands compared with monocultures. Forest Ecology and Management, 327: 251-264.
- PRETZSCH, H., BIBER, P. (2016) Tree species mixing can increase maximum stand density. Canadian Journal of Forest Research, DOI: 10.1139/cjfr-2015-0413
- PRETZSCH, H., FORRESTER, D. I., RÖTZER, T. (2015). Representation of species mixing in forest growth models. A review and perspective. Ecological Modelling, 313, 276-292.
- PRETZSCH, H., RAIS, A. (2016) Wood quality in complex forests versus even-aged monocultures. Review and perspectives, Wood science and technology, DOI: 10.1007/s00226-016-0827-z
- REINEKE, L. H. 1933. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. J Agr Res 46: 627-638.
- RÍO M., PRETZSCH H., ALBERDI I., BIELAK K., BRAVO, F., BRUNNER A., CONDÉS S., DUCEY M.J., FONSECA T., VON LÜPKE N., PACH M., PERIC S., PEROT T., SOUIDI Z., SPATHELF P., STERBA H., TIJARDOVIC M., TOMÉ M., VALLET P., BRAVO-OVIEDO A. (2016) Characterization of the structure, dynamics, and productivity of mixed-species stands: Review and perspectives. European Journal of Forest Research, Eur J Forest Res, 135:23–49, DOI 10.1007/s10342-015-0927-6
- SCHOBER R (1975) Ertragstafeln wichtiger Baumarten. JD Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main
- STERBA, H., DEL RIO, M., BRUNNER, A., CONDES, S. (2014). Effect of species proportion definition on the evaluation of growth in pure vs. mixed stands. Forest Systems, 23(3), 547-559.
- WITTICH, W. (1954) Die Melioration streugenutzter Böden, Forstw. Cbl. 73: 211-232

# Ein einheitliches Datenformat zum Austausch von Versuchsflächendaten der Sektion Ertragskunde des DVFFA - DVFFA\_Data\_V1.0 -

Jürgen Nagel und Susanne Sprauer, Nordwestdeutsche Forstlichen Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Göttingen

# Einleitung

Auf der letzten Ertragskunde-Tagung in Lenzen wurden wir von den beiden Obleuten "gebeten", einen Vorschlag für ein einheitliches Datenaustauschformat zu machen, damit in Zukunft Versuchsflächendaten zwischen den Versuchsanstalten reibungsloser und einfacher ausgetauscht werden können. Einen ersten Vorschlag hatten wir 2015 den Versuchsanstalten zu Stellungnahme geschickt. Daraus ist die im Folgenden beschriebene Version 1.0 entstanden.

Das Format ist zunächst einmal "recht einfach" gehalten und für den Datenaustausch konzipiert. Es beansprucht nicht als Datenbankformat nutzbar zu sein. Das Datenformat lässt sich erweitern, wenn der Bedarf an zusätzlichen Datenfeldern entstehen sollte. Änderungen sollten dann über die Sektion bekanntgemacht werden.

Nach dem ersten Vorschlag fand die Verwendung von XML (Extensible Markup Language) für den Datenaustausch breite Zustimmung. In einer XML-Datei lassen sich die Daten mit Hilfe von sogenannten Tags beschreiben und in Hierarchieebenen ablegen. Darüber hinaus lassen sich XML-Dateien mit jedem Texteditor und auf allen Betriebssystemen bearbeiten. Man kann sie problemlos über das Internet verschicken. Die Erstellung und Bearbeitung einer XML-Datei aus einer Datenbankanwendung, die für einen Programmierer keine besondere Herausforderung ist, kann für den einfachen Datenbanknutzer aber eine unlösbare Hürde bedeuten. Damit das Datenaustauschformat trotzdem jedermann zugänglich ist, haben wir uns zusätzlich das Ziel gesetzt, dass das Datenaustauschformat für die Bearbeitung in eine einfache Datenbank ein- und ausgelesen werden kann.

Die Beschreibung des Datenaustauschformats, Beispieldateien, die Baumartencodierung nach der Bundeswaldinventur<sup>3</sup> und ein Konvertierungsprogramm mit Programmiercode können von der Internetseite der Sektion Ertragskunde heruntergeladen werden.

# DVFFA-Datenaustauschformat

In einer XML-Datei werden die Daten mit sogenannten Tags gekennzeichnet. Der Beginn von Daten wird durch den Anfangs-Tag (spitze Klammern mit einem frei wählbaren Namen, Beispiel: <Parzelle>) ausgedrückt und das Ende der zugehörigen Daten durch den End-Tag (entspricht dem Anfangs-Tag mit einem vorangestellten Schrägstrich, Beispiel: </Parzelle>). Für jeden beginnenden Tag muss ein endender Tag vorhanden sein, damit die XML-Datei später verarbeitet werden kann. Die Tags können geschachtelt werden, um die Daten zu strukturieren (Beispiel: <Parzelle> <Aufnahme> </Aufnahme> </Parzellen>). In diesem Fall ähnelt die XML-Datei einer "Baumstruktur" mit Knoten an den Verzweigungspunkten.

In der Tabelle 1 ist das Datenaustauschformat mit seinen Knoten als der "Baumstruktur" dargestellt. Das sogenannte Root-Element **<Parzellen>** umschließt alle Daten, die ausgetauscht werden sollen. Es können die Daten einer oder mehrerer Parzellen ausgetauscht werden. Der Tag **<Parzelle>** umfasst alle Daten, die für eine einzelne Parzelle ausgetauscht werden. Unter dem Tag **<Metadaten>** werden allgemeine Informationen zur Parzelle abgelegt. Im Bereich des Tags **<Baumarten>** wird die Kodierung der Baumarten beschrieben, wobei jede einzelne Art über den Tag **<Baumarten>** wird die Kodierung der Baumarten ist nötig, weil die verschiedenen Forschungs- und Versuchsanstalten unterschiedliche Baumartenschlüssel verwenden und so die Baumartenkodierung innerhalb der Daten für eine Parzelle eindeutig ist, ohne dass der Benutzer wissen muss, woher die Daten stammen. Mit dem Tag **<Aufnahmen>** werden alle auf die Aufnahmezeitpunkte bezogenen Parzellendaten gebündelt, welche sich auf die einzelnen Aufnahmen durch das Tag **<Aufnahme>** gliedern. Für jede Aufnahme werden die Parzelleneckpunkte unter dem Tag **<Eckpunkte>** und für den einzelnen Parzelleneckpunkt unter **<Eck-punkt>** eingetragen. Die Parzelleneckpunkte müssen für jede Aufnahme neu angegeben werden, weil es zum Teil bei den Versuchsanlagen zu Veränderungen der Parzellengrenzen durch Flächenverkleine-rung oder -vergrößerung kommt. Unter dem Tag **<Bestandeswerte>** werden baumarten- und schicht-

weise die Bestandeswerte unter **<Bestandeszeile>** ausgegeben. Mit dem Austauschformat können neben den Bestandeswerten auch die Rohdaten der Einzelbäume weitergegeben werden. Die einzelnen Bäume einer Aufnahme finden sich unter dem Tag **<Baumwerte>**, wobei die einzelnen Bäume durch den Tag **<Baum>** gekennzeichnet sind.

Ebene	Knoten (Tag)	Beschreibung
Root	<parzellen></parzellen>	Zwischen dem Root-Tag stehen sämtliche Daten
1	<parzelle></parzelle>	Mit jedem neuen Tag Parzelle beginnt eine neue Parzelle
2	<metadaten></metadaten>	Allgemeine Angaben zur Parzelle
2	<baumarten></baumarten>	In der Parzelle vorkommende Baumarten
3	<baumart></baumart>	Beschreibung der Baumartenkodierung einer Baumart
2	<aufnahmen></aufnahmen>	Alle auf die Aufnahmezeitpunkte einer Parzelle
3	<aufnahme></aufnahme>	Alle auf einen Aufnahmezeitpunkt bezogenen Daten einer Parzelle
4	<eckpunkte></eckpunkte>	Informationen zu der Lage der Parzelleneckpunkte
5	<eckpunkt></eckpunkt>	Informationen zu einem Parzelleneckpunkt
4	<bestandeswerte></bestandeswerte>	Bestandeswerte einer Aufnahme (sofern berechnet)
5	<bestandeszeile></bestandeszeile>	Bestandeswerte einer Aufnahme gegliedert nach Baumart (sofern berechnet)
4	<baumwerte></baumwerte>	Alle Baumdaten einer Aufnahme
5	<baum></baum>	Alle Werte eines Baumes

**Tabelle 1:** Datenaustauschformat mit Knoten als "Baumstruktur". Fett gedruckt sind Knoten, dieDatenattribute und -werte enthalten.

In den Tabellen 2-7 sind sämtliche Attribute bzw. Variablen (Tags) und deren Maßeinheiten aufgelistet, die mit dem Datenaustauschformat übergeben werden können. Obwohl die Daten in dem vorgestellten XML-Format weitgehend definiert und auch selbsterklärend sind, müssen für einen reibungslosen Datenaustausch einige <u>zusätzliche Vereinbarungen</u> festgelegt werden. Grundsätzlich gilt:

- Die Bestandeswerte sind berechnete Werte, die abhängig vom Auswerteverfahren unterschiedlich sein können. In der Variablen DeserNorm sollte daher das Verfahren beschrieben werden.
- Bei den Baumwerten handelt es sich um Rohdaten, dass heißt, es werden nur gemessene Werte eingetragen.
- Ein fehlender oder nicht gemessener Wert wird in der XML-Datei grundsätzlich durch den Eintrag <tag>**xsi:nil="true"**</tag> gekennzeichnet.
- In der XML-Datei wird als Dezimaltrennzeichen ein Punkt verwendet.
- Das Datum wird wie ein Text gespeichert. Daher gilt für diesen Datentyp die Vereinbarung, dass ein Datum in dem Format jjjj-mm-dd eingegeben sein muss. Das Format jjjj-mm-dd bedeutet: zuerst die vierstellige Jahreszahl, dann nach einem Trennstrich die zweistellige Monatszahl und schließlich nach einem weiteren Trennstrich die zweistellige Tageszahl des Monats (Beispiel 14. März 2016: <datum>2016-03-14</datum>). Die englische Schreibweise erleichtert bei den meisten Programmen das Verarbeiten der Datumsangabe.

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<name></name>	Parzellenname bzw. Nummer oder Kennung	Text	-
<jahrbegruendung></jahrbegruendung>	Jahr der Bestandesbegründung des Bestandes	Integer	JJJJ
<alterbeibegruen- dung&gt;</alterbeibegruen- 	Alter bei Bestandesbegründung des Bestandes	Integer	
<jahranlage></jahranlage>	Jahr der Parzellenanlage	Integer	jjjj
<jahraufgabe></jahraufgabe>	Jahr der Parzellenaufgabe	Integer	jjjj
<georeferenz></georeferenz>	Koordinatensystem für Geo-Punkte (UTM / ETRS89)	Text	
<referenzpunkt></referenzpunkt>	Referenzpunkt der folgenden Koordinate (ungefähr, Zentrum, Ecke1, Ecke Nordost, etc)	Text	
<latitude></latitude>	Koordinate des Referenzpunktes, Breitenangabe	Double	m
<longitude></longitude>	Koordinate des Referenzpunktes, Längenangabe	Double	m
<hoehenn_m></hoehenn_m>	Koordinate des Referenzpunktes, Höhe über NN	Double	m
<behandlungtyp></behandlungtyp>	z.B. A-Grad, B-Grad, etc.	Text	
<versuchsziel></versuchsziel>	z. B. Durchforstung, Herkunft, Düngung, etc.	Text	
<erstelltam></erstelltam>	Datum der Datenzusammenstellung	Date	jjjj-mm-tt
<erstelltmit></erstelltmit>	Programmname	Text	
<datenbesitz></datenbesitz>	Urheber (z.B. NW-FVA)	Text	
<dvffadataformat></dvffadataformat>	Version	Text	

 Tabelle 2: Variablen und deren Maßeinheiten des Knotens Metadaten

#### Tabelle 3: Variablen und deren Maßeinheiten des Knotens Baumart

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<code></code>	Codierung der Baumzeilen und Bäume (interne Schlüssel)	Text	-
<codebwi></codebwi>	Baumartencode BWI	Integer	
<dtname></dtname>	Deutscher Name	Text	
<latname></latname>	Botanischer Name	Text	

#### Tabelle 4: Variablen und deren Maßeinheiten des Knotens Aufnahme

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<datum></datum>	Datum der Aufnahme	Date	jjjj-mm-tt
<Тур>	(1=Vollaufnahme, 2=repräsentative Aufnahme, 3=Teilaufnahme nur ausscheidender Bestand, 4=Teilaufnahme nur Z-Bäume, 5=Teilaufnahme nur Oberstand)	Integer	
<kluppschwelle_cm></kluppschwelle_cm>	Kluppschwelle (z.B. 7.0 cm)	Double	
<flaechengroesse_ha></flaechengroesse_ha>	Flächengröße der Parzelle	Double	ha
<polygon></polygon>	1 = Eckpunkte vorhanden, 0 = Probekreis	Integer	
<eingriff></eingriff>	Läuterung, Hochdurchforstung	Text	
<eingriffstaerke></eingriffstaerke>	Kein Eingriff, mäßig, stark, 50%	Text	

|--|

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<name></name>	Name des Eckpunktes (z.B. Ecke1)	Text	
<xeckpunkt_m></xeckpunkt_m>	X-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m
<yeckpunkt_m></yeckpunkt_m>	Y-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m
<zeckpunkt_m></zeckpunkt_m>	Höhen-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m

 Tabelle 6: Variablen und deren Maßeinheiten des Knotens
 Bestandeszeile

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<code></code>	Codierung der Baumart (interne Schlüssel, siehe Knoten Baumart)	Text	
<schicht></schicht>	Schicht nach Forsteinrichtung (0 = Schichten nicht unterschieden, 1 = Hauptbestand, 2 = Unterstand, 3 = Verjüngung, 4 = Überhalt)	Integer	
<alt></alt>	Alter	Integer	Jahre
<nverb_st_ha></nverb_st_ha>	Stammzahl verbleibender Bestand	Integer	St/ha
<n7verb_st_ha></n7verb_st_ha>	Stammzahl verbleibender Bestand größer Kluppschwelle	Integer	St/ha
<gverb_qm_ha></gverb_qm_ha>	Grundfläche verbleibender Bestand	Double	m²/ha
<vverb_cbm_ha></vverb_cbm_ha>	Volumen verbleibender Bestand	Double	m³/ha
<dgverb_cm></dgverb_cm>	Dg verbleibender Bestand	Double	cm
<hgverb_m></hgverb_m>	Hg verbleibender Bestand	Double	m
<d100verb_cm></d100verb_cm>	D100 verbleibender Bestand	Double	cm
<h100verb_m></h100verb_m>	H100 verbleibender Bestand	Double	m
<naus_st_ha></naus_st_ha>	Stammzahl ausscheidender Bestand	Integer	St/ha
<n7aus_st_ha></n7aus_st_ha>	Stammzahl ausscheidender Bestand größer Kluppschwelle	Integer	St/ha
<gaus_qm_ha></gaus_qm_ha>	Grundfläche ausscheidender Bestand	Double	m²/ha
<vaus_cbm_ha></vaus_cbm_ha>	Volumen ausscheidender Bestand	Double	m³/ha
<dgaus_cm></dgaus_cm>	Dg ausscheidender Bestand	Double	cm
<hgaus_m></hgaus_m>	Hg ausscheidender Bestand	Double	m
<desernorm></desernorm>	Desernorm der Auswertung	Text	
<bemerkung></bemerkung>	Bemerkung	Text	

<tag></tag>	Feldbeschreibung	Datentyp	Einheit
<code></code>	Codierung der Baumart (interne Schlüssel, siehe Knoten Baumart)	Text	
<kennung></kennung>	Kennung des Baumes, z.B. Baumnummer, Kennung in der Daten- bank, RFID Nummer	Text	
<schicht></schicht>	Schicht nach Forsteinrichtung (0 = Schichten nicht unterschieden, 1 = Hauptbestand, 2 = Unterstand, 3 = Verjüngung, 4 = Überhalt)	Integer	
<alt></alt>	Alter	Integer	
<ausgrund></ausgrund>	Ausscheide-Grund (0= Baum bleibt; 1= Durchforstung/Zielstärke; 2= zufällig (unbestimmt); 3= Wind/Sturm; 4= Schnee; 5= Insekten; 6= Pilze; 7= dürr; 8= fehlend, 9 = unterständig u. nicht weiter ge- messen)	Integer	
<ausdatum></ausdatum>	Entnahmedatum (kann von Aufnahmedatum abweichen)	Date	jjjj-mm-dd
<dmesshoehe_m></dmesshoehe_m>	Höhe der Durchmessererhebung	Double	m
<d_cm></d_cm>	Durchmesser in Messhöhe bei Umfangmessung	Double	cm
<dk1_cm></dk1_cm>	Durchmesser in Messhöhe bei Kluppung	Double	cm
<dk2_cm></dk2_cm>	2. Durchmesser in Messhöhe bei Kreuzkluppung	Double	cm
<hoehe_m></hoehe_m>	Baumhöhe	Double	m
<kansatz_m></kansatz_m>	Kronenansatz	Double	m
<kbreite_m></kbreite_m>	Kronenbreite	Double	m
<kbruch_m></kbruch_m>	Höhe des Kronenbruchs	Double	m
<kraft></kraft>	Baumklasse nach Kraft	Integer	
<zbaum></zbaum>	Z-Baum (0 = keine, 1= Z-Baum, xsi:nil="true" = nicht angesprochen)	Integer	
<dvffa></dvffa>	Baumklasse nach DVFFA	Text	
<iufro></iufro>	Baumklasse nach IUFRO	Text	
<x_m></x_m>	X-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m
<y_m></y_m>	Y-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m
<z_m></z_m>	Höhen-Koordinate relativ zum Referenzpunkt	Double	m
<rand></rand>	Baum liegt außerhalb der Fläche (0 = falsch, 1= wahr)	Integer	
<flaechenfaktor></flaechenfaktor>	Faktor des Baumes bei repräsentativer Aufnahme um den Flä- chenwert herzuleiten, im Normalfall = 1.0	Double	
<bemerkung></bemerkung>	Freie Anmerkung zum Baum	Text	

Tabelle 7: Variablen und deren Maßeinheiten des Knotens Baum

# Hilfsprogramm für das Datenaustauschformat

Zum besseren Verständnis, für eine einfache Bearbeitung und als Programmierbeispiel wurde das Hilfsprogramm DVFFA\_Data.jar geschrieben. Es handelt sich um ein einfaches Java Programm mit zwei Funktionen:

- Schreiben einer XML-Datei im DVFFA-Austauschformat in eine SQLite-Datenbank
- Erzeugen einer XML-Datei im DVFFA-Austauschformat aus einer SQLite-Datenbank

Bei der SQLite-Datenbank handelt es sich um eine freie Datenbank, in der sämtliche Daten ähnlich wie bei Microsoft Access in einer Datei gehalten werden. SQLite kann auf fast allen Betriebssystemen eingesetzt werden. Für die Arbeit mit einer SQLite Datenbank empfiehlt sich das Firefox-Addon **SQLite Manager**, mit dem die Datenbank im Browser bearbeitet und angesehen werden kann. Es besteht die Möglichkeit, die Datenbanktabellen in Text- Dateien (z.B. CSV) zu exportieren. Beim Schreiben der XML-Datei in die SQLite-Datenbank werden die Abhängigkeiten, die sich aus der Struktur der XML-Datei ergeben, über zwei zusätzliche Variablen idParzelle und eine idAufnahme abgebildet. Das Programm erzeugt die in Tabelle 8 aufgeführten Tabellen. Die Struktur und die vorhandenen Tabellen der SQLite Datenbank sollten für eine Rücktransformation in die XML-Datei nicht geändert werden. Fehlende Werte werden in der SQLite-Datenbank mit dem Wert "NULL" gekennzeichnet. Das Datum wird entsprechend der oben genannten Vereinbarung eingeben. Im Java Sourcecode der Klassen DVFFAdataexchange.java und XmlTool.java findet man die notwendigen Programmierzeilen, um mit einer eigenen SQL-Datenbank das Austauschformat zu erzeugen bzw. zu lesen.

Tabelle	SQL – Beteni für SQLite
Parzelle	CREATE TABLE Parzelle (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY )
Metadaten	CREATE TABLE Metadaten (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY , idParzelle INTEGER, Name TEXT, JahrBegruendung INTEGER, AlterBeiBegruendung INTEGER, JahrAnlage INTEGER, JahrAufgabe INTE-GER, GeoReferenz TEXT, Referenzpunkt TEXT, Latitude REAL, Longitude REAL, HoeheNN_m REAL, Versuchstyp TEXT, Versuchsziel TEXT, ErstelltAm DATE, ErstelltMit TEXT, Datenbesitz TEXT, DVFFADa-taFormat TEXT)
Baumarten	CREATE TABLE Baumarten (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY , idParzelle INTEGER, Code TEXT, CodeBWI INTEGER, DtName TEXT, LatName TEXT)
Aufnahmen	CREATE TABLE Aufnahmen (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY , idParzelle INTEGER, Datum DATE, Typ INTEGER, Kluppschwelle_cm REAL, Flaechengroesse_ha REAL, Polygon INTEGER)
Eckpunkte	CREATE TABLE Eckpunkte (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY , idParzelle INTEGER, idAufnahme INTEGER, Name TEXT, XEckpunkt_m REAL, YEckpunkt_m REAL, Z_Eckpunkt_m REAL)
Bestandeswerte	CREATE TABLE Bestandeswerte (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY, idParzelle INTEGER, idAuf- nahme INTEGER, Code TEXT, Schicht INTEGER, Alt INTEGER, NVerb_st_ha INTEGER, N7Verb_st_ha INTEGER, GVerb_qm_ha REAL, VVerb_cbm_ha REAL, DgVerb_cm REAL, HgVerb_m REAL, D100Verb_cm REAL, H100Verb_m REAL, NAus_st_ha INTEGER, N7Aus_st_ha INTEGER, GAus_qm_ha REAL, VAus_cbm_ha REAL, DgAus_cm REAL, HgAus_m REAL, Desernorm TEXT, Bemerkung TEXT)
Baumwerte	CREATE TABLE Baumwerte (_id INTEGER NOT NULL PRIMARY KEY , idParzelle INTEGER, idAufnahme INTEGER, Code TEXT, Kennung TEXT, Schicht INTEGER, Alt INTEGER, AusGrund INTEGER, AusDatum Date, DMesshoehe_m REAL, D_cm REAL, DK1_cm REAL, DK2_cm REAL, Hoehe_m REAL, KAnsatz_m REAL, KBreite_m REAL, KBruch_m REAL, Kraft INTEGER, ZBaum INTEGER, DVFFA TEXT, IUFRO TEXT, X_m REAL, Y_m REAL, Z_m REAL, Rand INTEGER, Flaechenfaktor REAL, Bemerkung TEXT)

Tabelle 8: Erzeugen der SQLite-Tabellen

# Danksagung

An dieser Stelle möchten wir uns bei all denen bedanken, die den ersten und zweiten Vorschlag durchgesehen und wichtige Anregungen für das Datenaustauschformat geliefert haben. Bitte haben Sie Verständnis, wenn Ihre Vorschläge am Ende vielleicht nicht aufgenommen wurden. Auch während der Programmierung des Hilfsprogramms haben sich noch einige Änderungen ergeben. Wir hoffen, dass dieses Austauschformat in der vorgeschlagenen Version hilfreich für die Zusammenarbeit sein wird und sind uns darüber klar, dass sicher noch Änderungsbedarf herrscht.
# Das Paket *Silviculture* für die automatisierte Simulation waldbaulicher Szenarien

Jan Hansen und Jürgen Nagel Nordwestdeutsche Forstlichen Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Göttingen

## Einführung

Waldbauliche Eingriffe haben auf das Wuchsverhalten von Waldbeständen einen wesentlichen Einfluss. Deshalb müssen bei der Simulation der Waldentwicklung Eingriffe möglichst realitätsnah abgebildet werden. Bei der Simulation einzelner Bestände mit einem Waldwachstumssimulator können waldbauliche Eingriffe interaktiv am Bildschirm durchgeführt werden. Möchte man jedoch die Waldentwicklung unter verschiedenen waldbaulichen Szenarien auf regionaler oder betrieblicher Ebene untersuchen, müssen die Eingriffe automatisiert erfolgen. In diesem Beitrag wird das Java-Paket *Silviculture* zur Simulation waldbaulicher Behandlungen vorgestellt, welches als neues Framework für das waldwachstumskundliche Simulationspaket TreeGrOSS (HANSEN und NAGEL 2014) geschaffen wurde.

## Konzept

Das Java Paket Silviculture baut auf der Arbeit von DUDA (2006) auf, in welcher waldbauliche Behandlungsanweisungen in einzelne abgeschlossene Arbeitsschritte (Behandlungselemente) zerlegt werden. Bei der Simulation von Wachstum und Eingriffen werden dann aus der Menge aller vorhandenen Behandlungselemente diejenigen zu einer Behandlungskette zusammengefügt, mit denen das gewünschte waldbauliche Szenario abgebildet wird. In dem neuen Paket ist die Behandlungskette in Phasen gegliedert, um zum Beispiel während des Waldumbaus, bevor der Bestand den gewünschten Waldentwicklungstyp erreicht hat eine andere Waldbehandlung simulieren zu können. Jede Phase gliedert sich in Höhenintervalle, wodurch erreicht wird, dass gewisse Behandlungselemente nur ausgeführt werden, wenn der Bestand in diesen Höhenbereich fällt. Dieses Vorgehen erleichtert es zum Beispiel, die Vorgaben der Hessischen Waldbaufibel (LANDESBETRIEB HESSENFORST 2016) in der die Behandlungsempfehlungen für Waldentwicklungsstadien für Oberhöhenbereiche vorgegeben werden, nachzubilden. Darüber hinaus wurden die Behandlungselemente durch die Implementierung des Java Interfaces TreatmentElement standardisiert. Dadurch sind die Behandlungselemente selbstbeschreibend und mit den gleichen Grundfunktionen ausgestattet. Durch die Standardisierung über das Interface und die Verwendung von Reflections (ULLENBOOM 2010) können neue Behandlungselemente hinzugefügt werden, ohne dass an der Verkettung, der Aufruflogik und den Einstellmöglichkeiten der Parameter der jeweiligen Elemente über die Benutzerschnittstelle etwas geändert werden muss. In der ersten Version des Java-Paketes Silviculture steht bereits ein großes Set an Behandlungselementen zur Verfügung. Diese ermöglichen Auswahl und Schutz von Bäumen, sowie weitere Maßnahmen wie Pflanzung, Erschließung, Durchforstung und Ernte.

Für die Festlegung eines waldbaulichen Szenarios in Form einer Behandlungskette werden zunächst eine oder mehrere Phasen definiert. Anschließend wird jede Phase in Höhenintervalle gegliedert. Die Behandlungselemente werden dann den Höhenintervallen zugeordnet und die elementspezifischen Parameter eingestellt. Der Algorithmus zur Ausführung des waldbaulichen Szenarios prüft, ob eine Phase aktiv ist und der Bestand in das Höhenintervall fällt. Ist das der Fall, werden alle Behandlungselemente des Höhenintervalls der Reihe nach abgearbeitet. Die Behandlungskette kann als XML-Datei gespeichert und geladen werden. Es ist auch möglich jedes einzelne Segment der Behandlungskette (Phase, Höhenintervall, Behandlungselement mit Parametereinstellung) als XML-Datei zu lesen und zu schreiben. Darüber hinaus stellt das Paket *Silviculture* ein graphisches User Interface (GUI) zum Erzeugen und Bearbeiten der Behandlungsketten zur Verfügung.

## Behandlungskette

Die Behandlungskette besteht aus Phasen, Höhenintervallen und Behandlungselementen. Diese werden im Folgenden zur Erleichterung der Anwendung beschrieben.

#### A. Phase

Die Phasen dienen dazu, einen Bestand zum Beispiel während des Waldumbaus anders zu bewirtschaften als wenn die Zielbestockung erreicht ist. Meist wird man in der Simulation nur eine Phase benötigen. Die Anzahl der Phasen ist jedoch unbegrenzt. Jede Phase kann aktiv oder passiv geschaltet werden. Es ist möglich mehrere Phasen gleichzeitig aktiv zu schalten. Nur die Behandlungselemente einer aktiven Phase werden berücksichtigt. Eine Phase darf nur an eine Behandlungskette gehängt werden.

#### Parameter:

*Name:* Ein beliebiger Text zur Beschreibung der Phase. Dieser ist für die Abarbeitung der Behandlungskette nicht weiter relevant.

**Schalter**: Wenn dieser Schalter den booleanschen Wert *true* hat bzw. im GUI aktiviert ist, dann ist die Phase grundsätzlich aktiv. Gleichzeitig muss jedoch die Variable *temp\_Integer* aus der Klasse Stand des TreeGrOSS-Paktes den nachstehenden Wert (Indikatorzahl) enthalten. Ist der Schalter *false* oder nicht angehakt ist die Phase immer aktiv. Die Variable *temp\_Integer* kann von den einzelnen Behandlungselementent gesetzt werden und somit einen bestimmten Bestandeszustand signalisieren (z.B. Umbau erfolgt).

*Indikatorzahl*: Ein ganzzahliger Wert, der mit der Variable *temp\_Integer* übereinstimmen muss, damit die Phase aktiv ist.

#### B. Höhenintervall

Mit dem Höhenintervall kann die Ausführung von Behandlungselementen eingeschränkt werden. Grundsätzlich werden nur die Behandlungselemente ausgeführt, die zu einem Höhenintervall gehören, welches die Bestandesoberhöhe nämlich den Wert der Variable *h100* aus der Klasse *Stand* des TreeGrOSS Paktes einschließt. Es ist zu beachten, dass das Höhenintervall nicht zu klein gewählt wird, weil es sonst eventuell bei den 5jährigen Simulationsschritten und einem starken Höhenwachstum übersprungen werden könnte. Eine Höhenintervall darf nur an eine Phase gehängt werden.

Parameter:

*Name:* Ein beliebiger Text zur Beschreibung des Intervalls. Dieser ist für den Algorithmus nicht weiter wichtig.

#### Starthöhe [m]: Unterer Schwellenwert.

**Endhöhe [m]**: Oberer Schwellenwert. Dieser kann zum Beispiel auf den Wert 500m gestellt werden, wenn man sicherstellen möchte, dass die Behandlungselemente ab einer gewissen Höhe immer ausgeführt werden.

#### C. Behandlungselemente

In der ersten Version des Paketes *Silviculture* sind bereits die wichtigsten waldbaulichen Behandlungselemente integriert. Die Behandlungselemente dürfen nur einem Höhenintervall hinzugefügt werden. Sie werden strikt in der Reihenfolge abgearbeitet, wie sie im Höhenintervall angegeben sind. Es macht also einen großen Unterschied, ob zum Beispiel erst ein Behandlungselement zur Freistellung der Z-Bäume und danach das Behandlungselement zur Durchforstung der Zwischenfelder angegeben wird oder diese in der umgekehrten Reihenfolge ausgeführt werden.

**1. TeProtection (Schutz):** Mit diesem Behandlungselement lassen sich Restriktionen für die waldbauliche Behandlung setzen, die in allen anderen Elementen berücksichtigt werden. Ein gewählter Habitatbaum oder ein gewünschter Mindestschlussgrad führen dazu, dass auch im Fall eines Kahlschlags nicht alle Bäume genutzt werden. Das Behandlungselement kann entweder für die gesamte Phase oder aber für verschiedene Höhenbereiche unterschiedlich eingestellt werden. Alle einmal unter Schutz gestellten Bäume bleiben solange geschützt, bis dieser Status aktiv aufgehoben wird.

Die zu schützenden Bäume werden als Habitatbäume markiert und sind damit von allen waldbaulichen Maßnahmen ausgeschlossen. Beim Minderheitenschutz wird jeweils ein Baum pro Baumart als Z-Baum markiert und entsprechend gefördert.

Parameter:

**Anzahl Habitatbäume [n/ha]:** Es werden die stärksten Bäume, die keine Z-Bäume sind, ausgewählt. Habitatbäume sind von Durchforstungs- und Erntemaßnahmen ausgenommen. Sie werden allerdings nicht wie Z-Bäume speziell gefördert.

**Typ**: Es kann eingestellt werden, auf welche Baumarten die Habitatbaumwahl fallen darf. Die Auswahl kann auf Laubholz oder nur Eichen und Buchen eingeschränkt werden.

*Minderheitenschutz*: Die Aktivierung führt dazu, dass für Baumarten mit einem Grundflächenanteil <10% jeweils ein Baum als Z-Baum ausgewählt wird. Dadurch wird die Art aktiv gefördert.

*Mindestschlussgrad*: Dieser Wert sichert, dass im Rahmen von Erntemaßnahmen immer ein Mindestschlussgrad erhalten bleibt. Der Schlußgrad ist ein Wert zwischen 0 und 1.

**Schutz BHD > x [cm]**: Hier können alle Bäume ab einem vorgegebenem Durchmesser unter Schutz gestellt werden. Diese Bäume erhalten Habitatbaumstatus.

**2. TeRestHabitatTrees (Habitatbaumauswahl zurücknehmen):** Mit dem Behandlungselement kann die Auswahl der Habitatbäume zurückgenommen werden. Alle Habitatbaummarkierungen werden entfernt.

Parameter: keine

**3. TeSTrails (Rückegassen):** Es lassen sich Erschließungslinien im Bestand anlegen. Alle Bäume, die auf den Gassen stehen, werden ohne Mengenbegrenzung entnommen. Die Rückgassen werden in Nord-Südrichtung im Bestand angelegt, wobei die erste Rückegasse mit halben Rückegassenabstand an der westlichen Grenze beginnt. Alle Bäume auf den Gassen werden als durchforstet markiert. Habitatbäume werden in diesem Fall ebenfalls entnommen.

Parameter:

- Breite der Rückegasse [m]
- Abstand der Rückegassen [m]: Jeweils gerechnet von Gassenmitte zu Gassenmitte.

**4. TeSelectCropTrees (Z-Baumauswahl):** Das Element dient der Z-Baumauswahl und der Festlegung von Mischungsanteilen. Dies ist für die Simulation von Waldentwicklungstypen neben dem Zieldurchmesser die entscheidende Vorgabe. Die Z-Baumauswahl beginnt mit dem stärksten Baum des Bestandes und wählt weitere Bäume so aus, dass ein Mindestabstand zwischen den Z-Bäumen gesichert ist. Der Mindestabstand ergibt sich aus der Kronenbreite bei Zieldurchmesser und dem Mischungsanteil. Der Mindestabstand kann dazu führen, dass weniger Z-Bäume als gewünscht ausgewählt werden. Im Mischbestand wird jeweils abwechselnd von jeder Baumart ein Z-Baum gewählt. Es ist möglich die Klasse wiederholt aufzurufen und so Z-Bäume nachzuwählen.

Parameter:

- Führende Baumart bzw. Baumart: Code der Baumart
- Z-Bäume [n/ha]: Anzahl der Z-Bäume pro Hektar im Reinbestand
- *Mischungsanteil [%]:* Der Anteil den die jeweilige Baumart bezogen auf die Kronenschirmfläche haben soll.

**5. TeRestCropTrees (Z-Baumauswahl zurücknehmen):** Es wird die Auswahl der Z-Bäume zurückgenommen. Alle Z-Baummarkierungen werden auf den Wert *false* gesetzt.

Parameter: keine

**6. TeThinCTByCompetition (Z-Bäume freistellen):** Das Behandlungselement entnimmt Bedränger der Z-Bäume unter Berücksichtigung der Kronenkonkurrenz. Es wird iterativ der Z-Baum gesucht, der den größten Kronenkonkurrenzindex C66 aufweist und anschließend der Bedränger dieses Z-Baumes entnommen, dessen Krone am meisten mit der des Z-Baumes überlappt. Die Überlappung wird in der Höhe berechnet, in der für den Z-Baum die größte Kronenausdehnung vermutet wird, nämlich Baumhöhe – 1/3 der Kronenlänge. Bäume, deren Krone unterhalb dieser Höhe dem Z-Baum nahe sind, werden

nicht als Bedränger verstanden und deshalb ignoriert. Die iterative Entnahme wird so lange ausgeführt bis die maximale Erntemenge erreicht ist, alle Z-Bäume nicht mehr bedrängt werden oder die Zielgrundfläche erreicht ist. Nach jeder Entnahme werden die Konkurrenzindizes neu berechnet.

Parameter:

- *Maximales Volumen [m³/ha]:* Das maximale Volumen begrenzt den Holzernteeingriff. Sollte diesem Behandlungselement bereits ein anderes Holzernteelement vorgeschaltet sein, so wird die Holzerntemenge, die bereits angefallen ist, mit berücksichtigt. Durch das Setzen eines sehr hohen Wertes kann diese Restriktion deaktiviert werden.
- *Maximale Überlappung [%]:* Gibt den Wert der erlaubten Kronenenüberlappung an.
- **Durchforstungsstärke:** Mit Hilfe der Durchforstungsstärke wird die Zielgrundfläche für den Bestand berechnet, welche sich aus der maximalen Dichte und der Grundflächenleitkurve ergibt. Mit dem Faktor Durchforstungsstärke kann Grundfläche erhöht bzw. abgesenkt werden. Ein Wert von 1.0 entspricht genau der Grundflächenleitkurve, während andernfalls der Leitkurvenwert mit dem Faktor multipliziert wird.
- *Maximale Bestockungsgradabsenkung:* Um zum Beispiel einen überbestockten Fichtenbestband nicht durch einen zu starken Eingriff zu destabilisieren, kann der Eingriff auf eine maximale Bestockungsgradabsenkung begrenzt werden. Unter Bestockungsgrad wird hier das Verhältnis der Ist-Grundfläche des Bestandes zu der Grundfläche nach der Leitkurve verstanden.

**7. TeThinCTByQD (Z-Bäume auskesseln):** Mit dem Behandlungselement können die Z-Bäume ausgekesselt werden. Dieses Verfahren entspricht in etwa der QD-Strategie (WILHELM et al. 1999). Es werden alle Bäume entfernt, die mit ihrer Krone einen gewissen Abstand zur Krone des Z-Baumes unterschreiten. Alle Bäume, die die Bedingung erfüllen, werden durchforstet. Die maximale Erntemenge kann nicht begrenzt werden.

Parameter:

• *Minimale Distanz [m]*: Sie ist der minimale Abstand, der zwischen den Kronen des Z-Baumes und der des Bedrängers bestehen soll.

**8. TeThinCTByAWert (Z-Bäume nach A-Wert freistellen)**: Mit dem Behandlungselement werden die Z-Bäume mit dem A-Wert nach Johann (1982) freigestellt. Es werden alle Bedränger entfernt, deren A-Wert größer als der vorgegebene A-Wert ist. Der A-Wert ergibt sich aus: (Höhe<sub>Z-Baum</sub> / Abstand<sub>Z-Baum zu</sub> <sub>Bedränger</sub>) \* (BHD<sub>Bedränger</sub>/ BHD<sub>Z-Baum</sub>). Die maximale Erntemenge kann nicht begrenzt werden. Parameter:

• *Maximaler A-Wert:* Empfohlen wird ein Wert zwischen 4 und 6.

**9. TeThinFromAbove (Hochdurchforstung):** Für eine Hochdurchforstung sollte dieses Behandlungselement mit einer Z-Baumfreistellung (Elemente 6. bis 8.) kombiniert werden. Dieses Behandlungselement dient hauptsächlich der Entnahme von Bäumen zwischen den Z-Bäumen und sollte daher im Anschluss an die Z-Baumfreistellung aufgerufenwerden. Zunächst wird berechnet, wie viel der Grundfläche im Bestand abgesenkt werden soll. Die Grundflächenabsenkung kann auf eine maximale Bestockungsgradabsenkung begrenzt werden, wie es z.B. bei schlecht gepflegten, älteren Fichtenbeständen ratsam ist. Dazu werden die Grundflächenleitkurven, die an der maximalen Dichte orientiert sind, berücksichtigt. Die Grundflächenabsenkung wird baumartenweise durchgeführt, wobei das angestrebte Mischungsprozent der jeweiligen Baumart berücksichtigt wird (siehe TeSelectCropTrees). Dies führt dazu, dass die Grundflächenentnahme für eine Baumart, deren Mischungsanteil zu gering ist, keine Bäume entnommen werden und bei den Baumarten mit einem zu hohem Mischungsprozent mehr Grundfläche entnommen wird. Im Sinne einer Hochdurchforstung wird jeweils der Baum (nicht Z-Baum oder Habitatbaum) bestimmt, der auf andere Bäume und Verjüngungsschichten die höchste Konkurrenzwirkung hat. Die Konkurrenzwirkung wird aus den durch ihn überschirmten Kronenanteilen anderer Bäume bestimmt. Der Entnahmealgorithmus läuft solange bis die maximale Erntemenge oder die vorgesehene Grundfläche erreicht ist.

Parameter:

- *Maximales Volumen [m<sup>3</sup>/ha]:* Dies ist die maximale Erntemenge für den Zeitraum. Das bedeutet, das vorgeschaltete Z-Baum Durchforstungen berücksichtigt werden.
- **Durchforstungsstärke:** Faktor, um den die Werte nach der Grundflächenleitkurve modifiziert werden. Ein Wert von 1,0 entspricht genau der Leitkurve, ein geringerer Wert reduziert die Leitkurvenvorgabe um den eingegebenen Faktor.
- *Maximale Bestockungsgradabsenkung:* Reduziert bei hohen Bestockungsgraden die Grundflächenentnahme.

**10. TeThinFromBelow (Niederdurchforstung):** Mit dem Behandlungselement kann eine Niederdurchforstung durchgeführt werden. Zunächst wird berechnet, wie viel der Grundfläche im Bestand abgesenkt werden soll. Die Grundflächenabsenkung kann auf eine maximale Bestockungsgradabsenkung begrenzt werden, wie es bei schlecht gepflegten älteren Fichtenbeständen ratsam ist. Dazu werden die Grundflächenleitkurven, die an der maximalen Dichte orientiert sind, berücksichtigt. Die Grundflächenabsenkung wird baumartenweise durchgeführt, wobei das angestrebte Mischungsprozent der jeweiligen Baumart berücksichtigt wird (siehe TeSelectCropTrees). Dies führt dazu, dass die Grundflächenentnahme für eine Baumart, deren Mischungsanteil zu gering ist, keine Bäume entnommen werden und bei den Baumarten mit einem zu hohem Mischungsprozent mehr Grundfläche entnommen wird. Im Sinne einer Niederdurchforstung wird jeweils der kleinste Baum (nicht Z-Baum oder Habitatbaum) entnommen. Der Entnahmealgorithmus läuft solange bis die maximale Erntemenge oder die zu vorgesehene Grundfläche erreicht ist.

Parameter:

- *Maximales Volumen [m<sup>3</sup>/ha]:* Dies ist die maximale Erntemenge für den Zeitraum. Das bedeutet, das vorgeschaltete Z-Baum Durchforstungen berücksichtigt werden.
- **Durchforstungsstärke:** Faktor, um den die Werte nach der Grundflächenleitkurve modifiziert werden. Ein Wert von 1,0 entspricht genau der Leitkurve, ein geringerer Wert reduziert die Leitkurvenvorgabe um den eingegebenen Faktor.
- *Maximale Bestockungsgradabsenkung:* Reduziert bei hohen Bestockungsgraden die Grundflächenentnahme.

**11. TeThinUndoMinVol (Rücknahme der Durchforstung)**: Das Behandlungselement dient dazu, bei Durchforstungen realistische Eingriffmengen zu fordern und bei zu geringem Holzanfall auf eine Durchforstung zu verzichten. Es wird geprüft, ob eine minimale Durchforstungsmenge erreicht wird, ansonsten werden alle zu dem Zeitpunkt durchforsteten Bäume als lebend markiert. Zur Berechnung der Durchforstungsmenge werden alle in dem Simulationsschritt markierten Bäume berücksichtigt. Das Element sollte immer erst nach den anderen Durchforstungselementen aufgerufen werden.

Parameter:

• *Minimales Volumen [m<sup>3</sup>/ha]:* Ist das Volumen, welches bei allen Durchforstungen zu einem Zeitpunkt mindestens erreicht werden sollte.

**12. TeHarvestByClearCut (Kahlschlag):** Das Behandlungselement führt eine Kahlschlag durch. Es werden alle nicht geschützten Bäume entnommen. Es wird zunächst geprüft, ob der Kahlschlag eingeleitet werden soll. Dieser Fall ist gegeben, wenn die über die Eingabeparameter definierte Schwelle überschritten ist.

Parameter:

- *Kahlschlagsbeginn:* Hier kann ein Durchmesser, ein Alter oder eine Höhe vorgegeben werden, die für den Beginn des Kahlschlags überschritten sein muss.
- *ab:* Dies ist der Wert, der überschritten sein soll.

• Wechsel in Phase: Nach Abschluss der Holzernteroutine kann hier eine neue Phase angesteuert werden. Dies ist wichtig, wenn zum Beispiel der Bestand umgebaut wird und nach dem Abnutzen aller Altbäume eine andere Phase mit Einstellungen für einen anderen Waldentwicklungstyp angesteuert werden soll.

**13. TeHarvestByTargetDBHStrict (Zielstärke):** Das Behandlungselement führt eine klassische Zielstärkennutzung durch. Es werden jeweils nur die Bäume entnommen, deren BHD die Zielstärke überschreitet. Die Gesamtmenge des Eingriffs kann begrenzt werden. Es wird zunächst geprüft, ob eventuell schon Holz zu diesem Zeitpunkt geerntet wurde. Dieses wird auf die maximale Erntemenge angerechnet. Danach wird jeweils der Baum entfernt, dessen BHD den Zieldurchmesser am meisten überschreitet. Dieses wird solange durchgeführt, bis entweder keine Bäume mehr stärker als Zielstärke sind oder die maximale Ernte erreicht wurde.

Parameter:

- Maximales Volumen [m<sup>3</sup>/ha]: Maximale Erntemenge zur Begrenzung der Eingriffe
- **Zielstärke:** "Default" bedeutet, dass die vordefinierten Zielstärken benutzt werden. "Neue Eingabe" wertet den Text des nächsten Parameters aus.
- **Zielstärke (Text):** In der Textzeile werden die gewünschten Zielstärken eingetragen. Dafür wird für jede Baumart: Codenummer, Gleichheitszeichen, Zielstärke und ein Semikolon eingetragen (z.B. 211=65;511=45;).

**14. TeHarvestByShelter (Schirmschlag):** Das Behandlungselement führt einen Schirmschlag in einem vorgegebenem Zeitraum durch. Es wird zunächst geprüft, ob der Schirmschlag eingeleitet werden soll. Dies passiert, wenn die über die Eingabeparameter definierte Schwelle überschritten ist. Die Erntemenge wird über die Anzahl der Eingriffe (n), die sich aus dem gewünschten Zeitraum geteilt durch 5 Jahre ergibt, ermittelt. Bei jedem Eingriff wird der Bestockungsgrad, welcher auf die Grundflächenleitkurve bezogen ist, um 1/n abgesenkt. Es werden jeweils die stärksten Bäume entnommen. Mit der Einleitung des Schirmschlags wird die Variable *stand.status* auf 50 gesetzt und mit jedem Ernteeingriff um den Wert 1 erhöht. Ist der Schirmschlag einmal eingeleitet, so wird er unabhängig von den Startwerten solange fortgesetzt, bis der Zeitraum abgelaufen ist.

Parameter:

- Zeitraum [Jahre]: Zeitraum für den Schirmschlag
- Art: Baumart auf die sich der Schirmschlagbeginn bezieht.
- **Schirmschlagbeginn:** Hier kann ein Durchmesser, ein Alter oder eine Höhe vorgegeben werden, die für den Beginn des Kahlschlags überschritten sein muss.
- *ab:* Dies ist der Wert, der überschritten sein soll.
- Wechsel in Phase: Nach Abschluss der Holzernteroutine kann hier eine neue Phase angesteuert werden. Dies ist wichtig, wenn zum Beispiel der Bestand umgebaut wird und nach dem Abnutzen aller Altbäume eine andere Phase mit Einstellungen für einen anderen Waldentwicklungstyp angesteuert werden soll.

**15. TeHarvestByTargetDBHPeriod (Zielstärkennutzung Praxis):** Das Behandlungselement führt eine modifizierte, praxisnahe Zielstärkennutzung durch. Diese ähnelt dem Schirmschlag. Es werden jedoch neben den stärksten Bäumen auch die schwächeren geerntet. Es wird zunächst geprüft, ob die Erntemaßnahme eingeleitet werden soll. Dies ist der Fall, wenn die über die Eingabeparameter definierte Schwelle überschritten wird. Die Erntemenge ergibt sich aus der Anzahl der Eingriffe (n), die sich aus dem gewünschten Zeitraum geteilt durch 5 Jahre ergibt. Bei jedem Eingriff wird der Bestockungsgrad, welcher auf die Grundflächenleitkurve bezogen ist, um 1/n abgesenkt. Jeweils 50% der Grundfläche werden zufällig von den Z-Bäumen und 50% vom Füllbestand entnommen. Wenn die Grundfläche in einem der beiden Kollektive nicht erreicht wird, werden jeweils Bäume des anderen geerntet. - Mit der Einleitung des Schirmschlags wird die Variable *stand.status* auf 50 gesetzt und mit jedem Ernte-

eingriff um den Wert 1 erhöht. Ist die Zielstärkennutzung einmal eingeleitet, so wird sie unabhängig von den Startwerten solange fortgesetzt, bis der Zeitraum abgelaufen ist.

Parameter:

- Zeitraum [Jahre]: Zeitraum für die praxisnahe Zielstärkennutzung.
- Art: Baumart auf die sich der Schirmschlagbeginn bezieht.
- **Schirmschlagbeginn:** Hier kann ein Durchmesser, ein Alter oder eine Höhe vorgegeben werden, die für den Beginn des Kahlschlags überschritten sein muss.
- *ab:* Dies ist der Wert, der überschritten sein soll.
- Wechsel in Phase: Nach Abschluss der Holzernteroutine kann hier eine neue Phase angesteuert werden. Dies ist wichtig, wenn zum Beispiel der Bestand umgebaut wird und nach dem Abnutzen aller Altbäume eine andere Phase mit Einstellungen für einen anderen Waldentwicklungstyp angesteuert werden soll.

**16. TeHarvestByGap (Lochhieb, Femelschlag):** Das Behandlungselement führt eine Holzernte durch, bei der Löcher im Sinne eine Felmelschlags in den Bestand geschlagen werden. Es wird zunächst geprüft, ob die definierte Schwelle überschritten ist. Ist dies der Fall, werden bei jedem Eingriffe n Löcher mit dem eingestellten Lochdurchmesser in den Bestand geschlagen. Dies geschieht solange wie die Erntemenge nicht erreicht ist. Die Lochposition wird so ermittelt, dass im Bereich des Loches die größte Grundfläche zielstarker Bäume zu finden ist. - Mit der Einleitung des Lochhiebes wird die Variable *stand.status* auf 50 gesetzt und mit jedem Ernteeingriff um den Wert 1 erhöht. Ist die Lochhiebes einmal eingeleitet, so wird der Bestand durch neue Löcher weiter aufgelichtet, bis er abgenutzt ist.

Parameter:

- Maximales Volumen [m³/ha]: Maximale Erntemenge zur Begrenzung der Eingriffe.
- Lochdurchmesser [m]: Durchmesser eines Lochhiebes.
- Lochhiebbeginn: Hier kann ein Durchmesser, ein Alter oder eine Höhe vorgegeben werden, die für den Beginn des Lochhiebes überschritten sein muss.
- Ab Wert: Dies ist der Wert, der überschritten sein soll

**17. TeHarvestRemaining (Räumen):** Dieses Behandlungselement führt eine Räumung durch. Es werden alle nicht geschützten Bäume und wahlweise die Verjüngungsplatzhalter entnommen, wenn der Schlussgrad einen gewissen Wert unterschritten hat.

Parameter:

- Verjüngung : Hier kann kann zwischen "belassen" und "entfernen" gewählt werden.
- Schlussgrad: Schlussgrad ab dem der Bestand geräumt wird (Wert zwischen 0 und 1).
- Wechsel in Phase: Nach Abschluss der Holzernteroutine kann hier eine neue Phase angesteuert werden. Dies ist wichtig, wenn zum Beispiel der Bestand umgebaut wird und nach dem Abnutzen aller Altbäume eine andere Phase mit Einstellungen für einen anderen Waldentwicklungstyp angewendet werden soll.

**18. TePlant (Pflanzen):** Das Behandlungselement erzeugt sog. Verjüngungsplatzhalter<sup>1</sup> in einem vorgegebenen Verband, wenn der Schlussgrad des Oberstands einen gewissen Wert unterschreitet und keine ausreichende Verjüngung vorhanden ist. Zunächst wird die Textzeile Pflanzmaterial analysiert. Anschließend wird geprüft, ob der Bestand den Schlussgrad unterschreitet und im Unterstand weniger als 60% des Deckungsgrades gegeben sind, der sich aus dem Pflanzverband sowie der Größe der Verjüngungsplatzhalter und den Flächenanteilen der zu pflanzenden Baumarten errechnet. Ist dies der Fall wird für alle Rasterpunkte, auf denen im Radius von 1m kein Baum steht, ein Verjüngungsplatzhalter

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> technisch ein Einzelbaum, der jedoch eine definierte, verjüngte Fläche abbildet.

erzeugt und auf der Position etabliert. Per Zufallszahl wird entschieden, welche Art dem Verjüngungsplatzhalter zugeordnet bzw. ob für die Position überhaupt ein Verjüngungsplatzhalter erzeugt wird. Parameter:

- **Schlussgrad:** Schlussgrad des Oberstands bei dessen Unterschreitung eine Pflanzung ausgelöst wird.
- **Pflanzmaterial:** Hier kann als Textzeile eingegeben werden, welche Arten mit welchem Anteil und welcher Bonität gepflanzt werden sollen. Die Eingabe für jede Baumart wird mit einem Semikolon beendet. Pro Baumart werden drei Werte eingegeben, die wiederum mit Gleichheitszeichen voneinander getrennt werden. Z.B. gibt die Textzeile "211=0.6=32.5;511=0.2=36.4;" an, dass auf der Fläche Buchen (Code 211) und Fichten (Code 511) gepflanzt werden sollen. Es sollen 60% aller Pflanzplätze mit Buche bepflanzt werden. Die Buchen haben eine geschätzte Oberhöhenbonität im Alter 100 von 32.5m. Fichten mit einer Oberhöhenbonität von 36.4 m werden auf 20% der Punkte gepflanzt. Die restlichen Punkte bleiben unbepflanzt.
- Pflanzabstand [m]: Abstand der Verjüngungsplatzhalter in Nord- Südrichtung.
- *Pflanzabstand [m]:* Abstand der Verjüngungsplatzhalter in West- Ostrichtung.

**19. TePlantGap (Löcher auspflanzen):** Das Behandlungselement erzeugt Verjüngungsplatzhalter in einem vorgegebenen Verband. Zunächst wird ein dem Pflanzverband entsprechendes Raster über den Bestand gelegt. Für jeden Rasterpunkt wird dann bestimmt, ob die Bedeckung im vorgegebenem Lochradius weniger als 30% beträgt. Ist dies der Fall, wird ein Verjüngungsplatzhalter erzeugt und auf der Position etabliert. Der Verjüngungsplatzhalter wird nicht erzeugt, wenn um den Rasterpunkt in einem Radius von 0.1m bereits eine andere Pflanze steht. Per Zufallszahl wird entschieden, welche Art dem Verjüngungsplatzhalter zugeordnet bzw. ob für die Position überhaupt ein Verjüngungsplatzhalter erzeugt wird. Letztere Situation ist gegeben, wenn die Summe der Flächenanteile < 1.0 ist.

- Parameter:
  - Lochdurchmesser [m]: Größe der Lücke für die der Überdeckungsgrad berechnet wird.
  - **Pflanzmaterial:** Hier kann als Textzeile eingegeben werden, welche Arten mit welchem Anteil und welcher Bonität gepflanzt werden sollen. Die Eingabe für jede Baumart wird mit einem Semikolon beendet. Pro Baumart werden drei Werte eingegeben, die wiederum mit Gleichheitszeichen voneinander getrennt werden. Die Textzeile "211=0.6=32.5;511=0.2=36.4;" gibt an, dass auf der Fläche Buchen und Fichten gepflanzt werden sollen. Es sollen 60% aller Pflanzplätze mit Buche bepflanzt werden. Die Buchen haben eine geschätzte Oberhöhenbonität im Alter 100 von 32.5m. Fichten mit einer Oberhöhenbonität von 36.4m werden auf 20% der Punkte gepflanzt. Die restlichen Punkte bleiben unbepflanzt.
  - Pflanzabstand [m]: Abstand der Verjüngungsplatzhalter in Nord- Südrichtung.
  - *Pflanzabstand [m]:* Abstand der Verjüngungsplatzhalter in West- Ostrichtung.

## Beispiel

An einem fiktiven Beispiel soll die Anwendung des neuen Paketes *Silviculture* demonstiert werden. Hierzu wurde das Paket in den ForestSimulator (HANSEN und NAGEL, 2014) integriert.

Die Ausgangssituation ist ein 70-jähriger Kiefernreinbestand der I. Ertragsklasse mit einer Grundfläche von 30 m<sup>2</sup>/ha. Dieser Bestand soll, sobald er eine Zielstärke von etwa 40 cm erreicht hat, in einem 20-jährigen Zeitraum abgenutzt werden. Wenn der Bestand auf einen Schlussgrad von 0,3 aufgelichtet ist, soll er mit Buche und Douglasie unterbaut werden. Nach dem Umbau ist geplant, den Bestand als Douglasien/ Buchenmischbestand mit Zielstärkennutzung zu entwickeln.

🗍 Simulationseinstellunger	1	r d. M
Simulation: Dauer 5 Jahre 🗹	Zufallseffekte 🗹 Einwuchsmodell aktiv 🗹	Risikomodell Simulation starten
Beschreibung Schirmschlag mit Verjüngungsgang verfügbare Behandlung Habitatbaumauswahl zurü Naturschutz Löcher auspflanzen Pflanzen Erschließung Z-Baum Auswahl Z-Baumauswahl zurückset Auskesseln nach QD-Regel Durchforstung nach A-Werl Hochdurchforstung Minimales Durchforstungsy Niederdurchforstung Z-Bäume freistellen Kahlschlag Lochhieb Modifizierte Zielstärke Phasenwechsel Schirmschlag Zielstärkennutzung (strick verbliebende Bäume ernte	Behandlungskette         Kettel         Immer         Imm	Parameter - Schirmschlag         Standardwerte       laden         Bedingung       laden         wenn gilt       lbl00 > [cm]         Wert       40.0         größer als       40.0         Nach Abschluss der Holzernte       62         Wechsel in Phase (Nummer)       62         übernehmen       ibernehmen
TE hinzuf	ügen Phase hinzu Stadium hinzu	leeren löschen hoch runter

Abb 1: Grafisches Benutzerinterface des Paketes Silviculture im ForestSimulator

In Abbildung 1 ist das graphische Benutzerinterface des Paketes Silviculture dargestellt. Für das Beispiel wurde eine Behandlungskette mit zwei Phasen – "Umbau" und "62\_Douglasie\_Buche" – zusammengestellt. Die 1. Phase verfügt nur über ein Höhenintervall mit dem Namen "Abnutzung der Kiefer". In diesem Höhenintervall werden die Behandlungselemente Z-Baumauswahl, der Schirmschlag und das Pflanzen der Douglasien und Buchen nacheinander aufgerufen. Das Behandlungselement Z-Baumauswahl prüft, ob die gewünschte Anzahl von Z-Bäumen ausgewählt wurde und wählt gegebenenfalls noch zusätzliche Bäume nach. Die Einstellung des Behandlungselementes Schirmschlag kann dem rechten Fenster in Abbildung 1 entnommen werden, weil das Behandlungselement angeklickt wurde. Die Einstellungen sehen einen Zeitrahmen für die Nutzung aller Kiefern von 20 Jahren vor. Die Erntemaßnahme beginnt, wenn der D100 (Durchmesser der 100 stärksten Bäume) größer als 40 cm ist. Nach Abschluss des Schirmschlags wird die Phase mit der Nummer 62 aktiviert und die Umbauphase deaktiviert. Das Behandlungselement Pflanzen ist so eingestellt, dass die Douglasien- und Buchenpflanzen ab einem Kronenschlußgrad unter 0,3 auf die Fläche gebracht werden. Die zweite Phase "62\_Douglasie\_Buche" ist in drei Höhenbereiche gegliedert. Der erste Höhenbereich ist so eingestellt, dass er immer zutreffend ist (0 bis 200m). Es wird geprüft, ob die gewünschte Anzahl von Z-Bäumen in der Douglasie und der Buche ausgewählt wurde. Darüber hinaus wird eine Erschließung angelegt. Das wiederholte Auslösen des Behandlungselementes Erschließung ist dabei kein Problem, weil nur bei der ersten Ausführung Holz anfallen wird. Die weiteren Aufrufe kommen eher einem Befahren der Rückengassen gleich, welches die Verjüngung zerstört. In der "Pflegephase" (Einstellung 14 bis 30m Oberhöhe) werden die Z-Bäume nach dem A-Wert von JOHANN (1982) freigestellt. Zusätzlich werden die Bäume des Füllbestandes hochdurchforstet, wobei die Eingriffsstärke auf maximal 80 m<sup>3</sup>/ha Derbholz für beide Eingriffsarten begrenzt ist. Oberhalb von 34 m Oberhöhe werden im Bestand die zielstarken Bäume bis zu einer Gesamtmenge von 120 m<sup>3</sup>/ha und Eingriff entnommen.

In Abbildung 2 ist eine Simulation des Kieferbestandes über 100 Jahre dargestellt. Gleich zu Beginn wurden die Kiefern Z-Bäume ausgewählt (Abb. 1a). Bei einem Kronenschlußgrad von unter 0,3 wurde während des Schirmschlages neu gepflanzt (Abb. 1b). Es sei darauf hingewiesen, dass im ForestSimulator keine Verjüngungspflanzen sondern Verjüngungsplatzhalter simuliert werden. Nach weiteren 30 Jahren haben die Douglasien einen deutlichen Wachstumsvorsprung vor den Buchen (Abb. 1c). Dies hängt mit den für die Verjüngung eingestellten Bonitäten (Buche H100 = 30,4m; Douglasie H100 =

37,0m) zusammen. Weitere 25 Jahre später haben sich die Buchen behaupten können und einzelne wurden als Z-Bäume gewählt (Abb. 1d).





a)

b)



Abb. 2: Beispiel der Waldentwicklung. a) Nach der ersten Z-Baumauswahl. b) Während des Schirmschlags und nach der Pflanzung. c) Der 30jährige Douglasien Buchenbestand. d) Der 55jährige Douglasien Buchenbestand. (Kiefer = grau, Douglasie = pink, Buche = braun und Z-Baummarkierung = grün)

# Diskussion und Ausblick

Mit dem neuen Java Paket *Silvicuture* wurde für das TreeGrOSS Paket ein neues Framework geschaffen, mit dem waldbaulichen Szenarien in Waldwachstumssimulatoren umgesetzt und automatisiert werden können. Durch die Untergliederung der Szenarien in verschiedene Phasen und Höhenintervalle kann der Nutzer sicherstellen, dass gewisse waldbauliche Maßnahmen nur dann ausgeführt werden, wenn dies seinen Vorstellungen entspricht bzw. mit den waldbaulichen Vorgaben, wie sie in Merkblättern und Betriebsanweisungen vorgesehen sind, korrespondiert. Alle Behandlungselemente implementieren das Java Interface TreatmentElement und sind damit standardisiert, internationalisierbar und selbster-klärend. Dies hat den Vorteil, dass weitere Behandlungselemente dem Paket einfach hinzugefügt werden können, ohne dass die Ausführung der Behandlungskette, das graphische Interface und die Speicherung sowie das Laden der XML- Dateien geändert werden müssen.

Jedes Behandlungselement kann separat ausgeführt werden. Das dürfte zu einem besserem Verständnis der Algorithmen beitragen. Die Transparenz und Nutzerfreundlichkeit des Systems wird weiterhin dadurch gefördert, dass jetzt nur noch die Parameter für die tatsächlich genutzten Behandlungselemente eingestellt werden müssen. Die standardisierte Form der Behandlungselemente vereinfacht die Programmierung weiterer Elemente. Die Möglichkeit ganze Behandlungsketten oder einzelne Phasen als XML-Datei zu speichern, erleichtert die Nachvollziehbarkeit von Szenarien und ermöglicht es, die waldbauliche Behandlung von Waldentwicklungstypen vorab zu definieren und diese Nutzern an die Hand zu geben.

In dem Beispiel konnte gezeigt werden, dass auch ein Waldumbau und anschließend die Bestandespflege gemäß eines Waldentwicklungstyps mit wenigen einfachen Einstellungen möglich ist. Allerdings hat sich in den Testläufen gezeigt, dass durch eine fehlerhafte Anordnung der Behandlungselemente manche Maßnahmen ausgeschaltet werden können. Werden zum Beispiel die Z-Bäume nur in einem sehr beschränkten Höhenintervall ausgewählt, kann es bei 5jährigen Simulationsschritten dazu kommen, dass dieser übersprungen wird, keine Z-Bäume gewählt und in den Durchforstungen freigestellt werden. Daher wäre es wünschenswert, wenn zukünftige Versionen die Behandlungsketten auf Plausibilität prüfen und korrigieren könnten. Im Augenblick stehen im *Silviculture* Paket insgesamt 19 Behandlungselement zur Verfügung, welche sicherlich noch nicht jedes gewünschte Szenario abdecken.

## Literatur:

- DUDA, H. (2006): Vergleich forstlicher Managementstrategien. Umsetzung verschiedener Waldbaukonzepte in einem Waldwachstumssimulator. Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades der Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie der Georg-August-Universität in Göttingen. Books on Demand GmbH, Norderstedt, 182 S.
- HANSEN, J.; NAGEL, J. (2014): Waldwachstumskundliche Softwaresysteme auf Basis von TreeGrOSS Anwendung und theoretische Grundlagen. Beiträge aus der NW-FVA, Band 11, 224 S.
- JOHANN K. (1982): Der "A-Wert"– ein objektiver Parameter zur Bestimmung der Freistellungsstärke von Zentralbäumen. Tagungsberichte der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten. pp. 146-158.

LANDESTRIEB HESSENFORST (2016): Hessische Waldbaufibel, Kassel, 98S.

ULLENBOOM, C. (2010): Java ist auch eine Insel Das umfassende Handbuch. Rheinwerk Computing, 1480S.

WILHELM, G.J.; Letter, H.-A.; Eder, W. (1999): Konzeption einer naturnahen Erzeugung von Wertholz. Allgemeine Forst Zeitschrift/Der Wald, Nr. 5, S. 232 – 240.

Marek Fabrika, Peter Valent, Martin Mokroš Faculty of Forestry, Technical University Zvolen

# 1 Introduction

Forest thinning trainer which was developed at the Technical University in Zvolen serves for training of thinning interventions into the forest displayed as virtual reality in CAVE system (FABRIKA and VALENT 2015). Device allows simulating the process of marking the trees in connection with forest growth simulator SIBYLA (FABRIKA 2007) and comparison of actual and future state of the forest in CAVE environment. Detailed stand structure data are in sub-application - Stand Diagnostic Card which contains descriptive information about particular stages of forest development. This device effectively substitutes possibilities of Marteloscope method (Poore and SelectFor 2013), which is bounded to real forest. Advantage of forest thinning trainer in CAVE environment is the possibility to use any stand structure, which can be built of complete (measured) data or generated from more general information on forest structure. Despite of this advantage it lacks the context of forest landscape to which the development of every forest stand is set. In this article we will demonstrate the solution, which puts the forest thinning trainer into context of forest landscape in CAVE environment.

# 2 Technical solution

## 2.1 Concept of forest landscape simulator

Concept of forest landscape simulator is shown on figure 1. It is universal solution which uses available information about forest stands. Different sources of input data are available. They vary in level of detail - from less-detailed up to the most-detailed. Import of this data into database structure of growth model SIBYLA is provided by the module Agent. Imported data serves as a basis for generating the structure of forest stand by Generator module. Results of the structure generating process are all necessary data about plot, trees and site which are required for prognosis of forest development in form of MDB database structure of growth simulator SIBYLA. Module Explorer contains the tools, which provide the export of forest stands into the environment of virtual reality (format VRML 97). This format is basis for use in the CAVE device. For forest landscape simulator to be working, the system except of virtual forest stands needs also other data sources (figure 2). It is a digital terrain model in GEOTIFF format, ortophotomap from aerial images in TIFF format, polygons of forest stands in SHP format as well as the database of growth simulator SIBYLA in MDB format. All data layers are produced by modules Agent, Generator and Explorer. They provide basis for forest landscape scenes. The particular scene can be launched at the console computer of the CAVE. By this action the scene is imported into the CAVE visualization system to generate cubic projection and stereoscopy for the scene. Movement is provided by space pilot. It is a flight over the forest landscape (figure 3a). At the same time it is possible to identify the polygons of forest stands and display of attribute information about them (figure 3b) by tracked pointer-controller in user's hands. It is possible to open selected forest stand and perform thinning (figure 3c). After opening the forest stand, the system is switched into the forest thinning trainer mode, which was described by FABRIKA and VALENT (2015). Forest thinning trainer uses module Caveman to connect the modified virtual reality with growth simulator SIBYLA. It's functionality is about import of necessary data about tree selection, individual tree parameters, site and climate conditions into database structure of SIBYLA model and launching the modules Prophet and Calculator in serial sequence. Results contain the virtual reality of the stand and detailed data in Stand Diagnostic Card for the forest after prognosis. It is possible to perform the "teleportation" into the future (predicted) stage for comparing the state before and after intervention. This can be done by viewing the structures of virtual stands as well as by comparing detailed stand data in Stand Diagnostic Card before and after prognosis. Process of forest landscape simulation allows switching back into the flying mode for user to be able the select another forest stand to perform the same actions with.

Fabrika et al.: Forest Landscape Simulations in Immersive Virtual reality



Figure 1: Concept of forest landscape simulator.



Figure 2: Data sources required for forest landscape simulator in CAVE environment.



Figure 3: a) Flying over the forest landscape in CAVE, b) Selecting the forest stand and displaying the attribute information, c) Thinning in selected forest stand.

## 2.2 Data sources for generating the structure of forest stands

Data sources for forest landscape simulator in CAVE environment can be divided into several categories depending on level of input detail. If the more-precise level of inputs such as data about individual trees and climate conditions is not available, it is possible to use less-precise level like data from forest inventory and basic geographical, geomorphological and typological data of the plot. There are several levels of detail arranged from the most general to most precise.

- a) Level 0 Farmer: Data obtained from yield tables depending on few input variables (mean height, age, site class, yield level of tree species, stocking, area and percentage of tree species).
- b) Level 1 Tourist: Data from forest inventory as results of forest stand description. Data are bounded with the area of forest stand and contains mean or summary stand characteristics (mean diameter, mean height, age, volume per tree species).
- c) Level 2 Tramp: Data of selection forest description such as characteristics of Liocurt's (LIOCURT 1898) or Meyer's (MEYER 1952) curve and data about height development by height tariffs.
- d) Level 3 Scout: Data about diameter structure obtained from calliper measurement realised on representative plots/whole area of stand and data about height structure obtained by measuring tree heights and use of appropriate height curve.
- e) Level 4 Adventurer: Data obtained by precise mapping of the trees for example by FieldGIS systems (FIELD-MAP 2016). Tree data (coordinates, diameter, height, crown parameters) are the results.

Except of these options it is possible to use other levels, which are not a part of automatized version for generating the stand structure yet. Thus it is necessary to use semi-automatized processing using other software products. Results of such processing are data on level 4 (Adventurer). It is possible to use data from level 5 (Superman), level 6 (Aviator) and level 7 (Astronaut). Level 5 is based on point-cloud data obtained by terrestrial laser scanning. Level 6 uses data from close-range photogrammetry using unmanned aerial vehicles (UAV, drones). Level 7 uses data from remote sensing.

# 3 Conclusion

Forest landscape simulator enhances existing forest thinning trainer for spatial effect. It is not only about training of thinning in individually generated forest stands, but about management of stand complexes – forest landscape. It allows the realization of interventions in the selected stands, which are in mutual spatial relation. It is open solution, easily applicable for another forest region. All that needs to be done is to swap appropriate data layers and to generate forest stands based on data from forest description using growth simulator SIBYLA. Thanks to this feature, the user can work with any forest landscape and perform the intervention to the forest not only in one stand but also in its connection with surrounding stands. Solution of forest landscape simulator helps to train forest management skills on higher level of forestry planning what makes it great tool for forestry science and education.

# Acknowledgements

The latest sub-models of SIBYLA growth simulator, which is a part of the proposed simulator of forest landscape, were developed within the scientific project of VEGA 1/0618/12, entitled "Modelling of forest growth processes at high resolution level". The link of the CAVE device used to display the immersive virtual reality to the growth simulator and forest landscape was carried out within the framework of the project APVV-0069-12, entitled "New technology of managing the nature (NEWTON)". The CAVE device was constructed within the project of OPVaV - 2009/5.1/03-SORO of the operational program for research and development from the European regional development fund. Integration of the system into education process is implemented by project KEGA Nr. 015TU Z-4/2014.

# References

FABRIKA, M., 2007: Simulátor biodynamiky lesa SIBYLA, koncepcia, konštrukcia a programové riešenie, habilitačná práca, Technická univerzita vo Zvolene, 328 p.

FABRIKA, M., VALENT, P., 2015: Interactive thinning in immersive virtual reality. In Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten: Sektion Ertragskunde, Tagungsband 2015. Freiburg im Breisgau: 2015, p. 46-53.

FIELD-MAP, 2016: Webpage of Field GIS technology - FieldMap. Available at: http://www.fieldmap.cz/ 2016, [accessed 15.04.2016]

POORE, A., SELECTFOR, 2013: The Marteloscope: A Training Aid for Continuous Cover Forest Management. Available at: http://www.selectfor.com/courses/courses\_marteloscope.html 2013, [accessed 15.04.2016]

LIOCURT, F DE., 1898: De l'aménagement des sapiners. Bull. Soc. Forest. Franche-Comté et Belfort 4: p. 396-409.

MEYER, H.A., 1952: Structure, growth and drain in balanced uneven-aged forests. J. Forestry 50: p. 85-92.

# Modellierung des Durchmesserzuwachses von Fichten in Nordwestdeutschland: ein Vergleich von Modellen auf Basis der Sloboda-Funktion und "empirischen" Modellen

Susanne Sprauer und Matthias Schmidt Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Göttingen

# Einleitung

Modelle zur Beschreibung des Wachstums von Bäumen können vereinfachend in zwei Gruppen eingeteilt werden. In die Gruppe theoretischer oder mechanistischer Modelle fallen Funktionen, die auf theoretischen Überlegungen über die zugrundeliegenden Wachstumsprozesse basieren. Dagegen nutzen empirische Modelle Funktionen, die die Zielgröße beschreiben, ohne Annahmen über zugrundeliegende Prozesse zu treffen (VANCLAY 1994). Die Grenze ist jedoch fließend, da die meisten Modellansätze mehr oder weniger umfassende theoretische Annahmen berücksichtigen. Als Vorteil von klassischen Wachstumsfunktionen gilt deren biologische Plausibilität hinsichtlich bestimmter grundlegender Eigenschaften. Dazu gehört beispielsweise das Vorhandensein eines (oder mehrerer) Wendepunkte, eine monotone Zunahme des Durchmessers mit dem Alter und asymptotisches Verhaltens im Bereich sehr hoher Alter (WENK ET AL. 1990). Nachteile von Modellen auf Basis einer Wachstumsfunktion sind - aufgrund der theoretischen Nebenbedingungen - eine möglicherweise geringere Flexibilität und eingeschränkte Möglichkeiten der Berücksichtigung von Kovariableneffekten im Vergleich zu Modellen ohne wachstumstheoretische Annahmen. In diesem Beitrag werden Zuwachsmodelle auf Basis der Wachstumsfunktion nach SLOBODA (1971) erstellt und mit einem Modell ohne wachstums-theoretische Grundlage (empirisches Modell) verglichen. Dabei werden folgende Fragen behandelt: 1. Wie unterscheiden sich die beiden Modelltypen bezüglich ihrer Sensitivität gegenüber der Bestandesbehandlung? 2. Gibt es hinsichtlich des Prognosefehlers Unterschiede zwischen den Modelltypen? 3. Unterscheiden sich die Wachstumsverläufe der beiden Modelltypen und resultieren auch für Modelle ohne wachstums-theoretischen Hintergrund plausible Zuwachskurven?

## Material und Methoden

#### Datengrundlage

Die Datengrundlage umfasst Messwerte von 11.857 Fichten. Diese stammen aus 39 Versuchsanlagen in Nordwestdeutschland, die in der Regel aus mehreren Parzellen mit unterschiedlicher Bestandesbehandlung bestehen. Von den beobachteten Fichten liegen zwischen drei und sieben Messungen des Brusthöhendurchmessers (BHD) im Abstand von jeweils etwa fünf Jahren vor. Aus zwei aufeinanderfolgenden Messungen ergibt sich jeweils ein Zuwachswert. Insgesamt resultieren 39.850 periodische Zuwachswerte zwischen -0,08 und 1,35 cm/Jahr (Tabelle 1). Auf den Versuchsparzellen liegen darüber hinaus Einzelbaumalter (15 bis 150 Jahre) und repräsentative Höhenmessungen vor. Für alle Parzellen wurden die Stammfußkoordinaten der Einzelbäume eingemessen, sodass distanzabhängige Maße zur Beschreibung von Konkurrenz und Freistellung berechnet werden können. Die Konkurrenzsituation eines Baumes wird mithilfe des Konkurrenzindex *c66* (NAGEL 1999) quantifiziert. Die behandlungsbedingte Freistellung ergibt sich als Differenz des *c66* vor dem Eingriff zum *c66* nach dem Eingriff.

Tabelle 1:Datengr	undlage für	<sup>.</sup> den Modellverglei	ch

i ab onto 112 acongi ananage		i el gielen	
	Minimum	Mittelwert	Maximum
Zuwachs [cm/Jahr]	-0,08	0,40	1,35
BHD [cm]	4,7	27,1	73,4
Alter [Jahre]	15	64	152
Konkurrenz	0	0,76	2,77
Freistellung	0	0,08	1,07

#### Methoden

Wachstumsfunktionen beschreiben eine Zustandsgröße y (z.B. die Baumhöhe) in Abhängigkeit vom Alter t. In diesem Beitrag wird die Wachstumsfunktion nach SLOBODA (1971) verwendet:

$$y = d e^{-c e^{\frac{b}{(a-1)t^{a-1}}}}$$
(1)

Dabei sind *a*, *b*, *c* und *d* Parameter der Funktion, die die spezifische Entwicklung der Zustandsgröße über dem Alter bestimmen.

Der laufende Zuwachs ergibt sich aus der Differentialform der Funktion (Zuwachsfunktion):

$$\frac{\partial y}{\partial t} = b \frac{y}{t^a} * \log \frac{d}{y}$$
<sup>(2)</sup>

Unter Verwendung des BHD (y=bhd) als Zustandsgröße lässt sich der Zusammenhang zwischen BHD-Zuwachs ( $id = \frac{\partial bhd}{\partial t}$ ) und Alter mithilfe der Zuwachsfunktion (Gleichung 2) beschreiben. Um den Zuwachs behandlungssensitiv schätzen zu können, sollen ein Konkurrenz- und ein Freistellungsindex als Kovariablen integriert werden, die zu einer Modifikation eines der originären Modellparameter führen. Drei Möglichkeiten (Modelltypen) werden getestet und sind im folgenden beschrieben.

#### Sloboda-Funktion mit linearem Einfluss der Kovariablen (Slob)

Unter der Annahme, dass Konkurrenz (k) und Freistellung (fs) linear wirken, kann der Parameter b der Zuwachsfunktion (Gleichung 2) durch den Term  $b_0 + b_1 k + b_2 fs$  ersetzt werden:

$$id = (b_0 + b_1k + b_2fs)\frac{bhd}{t^a} * \log\frac{d}{bhd}$$
<sup>(3)</sup>

Dabei sind  $b_0$ ,  $b_1$  und  $b_2$  die neuen zu schätzende Parameter der Funktion, wobei  $b_1k$  und  $b_2fs$  den Effekt von Konkurrenz bzw. Freistellung beschreiben. Der Parameter b wurde gewählt, da er in allen untersuchten Modelltypen auf Basis der Sloboda-Funktion auftritt. Versuche einen weiteren Parameter zu modifizieren führten zu instabilen Modellen. Es handelt sich um ein nicht-lineares Modell.

#### Linearisierte Sloboda-Funktion mit linearem Einfluss der Kovariablen (Slobl1)

Durch eine Linearisierung der Zuwachsfunktion (SCHÖNFELDER, mündliche Mitteilung) ergeben sich weitere Möglichkeiten. Eine Umstellung der Gleichung 3 ergibt zunächst

$$id = \frac{b * bhd * \log(d)}{t^a} - \frac{b * bhd}{t^a} * \log(bhd)$$
<sup>(4)</sup>

Indem  $b * \log(d)$  als neuer Parameter *p1* definiert wird, ergibt sich

$$id = p_1 \frac{bhd}{t^a} - b\left(\frac{bhd}{t^a}\log(bhd)\right)$$
(5)

Wird *a* konstant gesetzt, so erhält man eine linearisierte Form der Zuwachsfunktion:

$$id = p_1 x_1 - \mathbf{b} \, x_2 \tag{6}$$

mit den neuen abhängigen Variablen  $x_1 = \frac{bhd}{t_a}$  und  $x_2 = \frac{bhd}{t_a} * \log(bhd)$ .

Unter Beibehaltung der Annahme eines linearen Zusammenhangs zwischen Zuwachs und Konkurrenz bzw. Freistellung kann auch die behandlungssensitive Zuwachsfunktion als lineares Modell parametrisiert werden:

$$id = p_1 x_1 - (b_0 + b_1 k + b_2 f s) x_2 \tag{7}$$

#### *Linearisierte Sloboda-Funktion mit variierenden Koeffizienten (Slobl2)*

Die Linearisierung der Zuwachsfunktion ermöglicht es auch, die Annahme eines linearen Zusammenhangs zwischen Zuwachs und Konkurrenz bzw. Freistellung zu überprüfen indem beide Modelleffekte mithilfe von Splines beschrieben werden bzw. die Form des Zusammenhangs auf Nichtlinearität untersucht wird (variierendes-Koeffizienten-Modell):

$$id = p_1 x_1 - (b_0 + f_k(k) + f_{fs}(fs)) x_2$$
(8)

#### Empirisches Modell (Em)

Als Vergleichsmodell ohne wachstums-theoretischen Hintergrund dient eine Gamma-Regression mit logarithmischer Verknüpfungsfunktion, die als additives Modell zur Berücksichtigung potentiell nichtlinearer Behandlungseffekte parametrisiert wird:

$$\log[E(id)] = a + a_1 \log(bhd) + a_2 * t + f_3(k) + f_4(fs),$$
(9)  
*id* ~ *Gamma*

#### Modellvarianten

Die vier oben genannten Modelltypen werden jeweils in zwei Varianten angepasst: als Feste-Effekte-Modell und als gemischtes Modell, d.h. unter Berücksichtigung von Zufallseffekten auf Ebene der Versuchsanlagen. Um stabile Modelle zu erhalten und zugunsten der Vergleichbarkeit aller Modelltypen wurden für die Modelltypen auf Basis der Sloboda-Funktion nur Zufallseffekte auf den Parameter integriert, der jeweils nicht durch Konkurrenz- und Freistellungseffekte modifiziert wird. Im Fall der direkten Anpassung der Sloboda-Funktion mit linearem Effekt der Kovariablen (*Slob*) werden somit Zufallseffekte für den Parameter d, für die auf der linearisierten Sloboda-Funktion basierenden Modelle (*Slob11*, *Slobl2*) für den Parameter  $p_1$  und im empirischen Modell (*Em*) für das Interzept a geschätzt. Auf diese Weise können Standortunterschiede zwischen den Versuchen, die nicht über die Kovariablen ins Modell einbezogen werden, berücksichtigt werden. Zufällige Effekte auf Ebene von Parzellen oder sogar Einzelbäumen sind theoretisch ebenfalls denkbar, bergen jedoch die Gefahr, Konkurrenz- und Freistellungseffekte zu stören und werden daher nicht geschätzt. Um für den Modelltyp *Slob* ein Konvergieren des Feste-Effekte-Modells zu erreichen, wurde der Parameter a konstant gesetzt. Dazu wurde der geschätzte Parameterwert für a aus dem gemischten Modell verwendet. Für die Modelle, die auf der linearisierten Sloboda-Funktion basieren (*Slob11* und *Slob12*), wurde a auf denselben Wert festgelegt.

Die gemischten Modelle werden auf zweierlei Art mit den Feste-Effekte-Modellen verglichen: zum einen erfolgt die Vorhersage ausschließlich mithilfe der festen Effekte (Globalmodell) und zum anderen werden bei der Vorhersage feste Effekte und Zufallseffekte berücksichtigt. Für den Modellvergleich ergeben sich daher die folgenden Varianten (Tabelle 2).

Tabelle 2: Modelltypen und -varianten für den Modellvergleich. In Klammern ist die zur Parametrisierung verwendete R-Funktion angegeben.

Feste-Effekte-Modell	Gemischtes Modelle – Globalmodell (nur feste Effekte)	Gemischtes Modell (feste Effekt + Zufallseffekte)
<i>Slob</i> (nls)	Slob-vers global (nlme)	Slob-vers (nlme)
Slobl1 (lm)	Slobl1-vers global (Ime)	Slobl1-vers (Ime)
Slobl2 (gam)	Slobl2-vers global (gam)	Slobl2-vers (gam)
<b>Em</b> (gam)	Em-vers global (gam)	Em-vers (gam)

Alle Modellvarianten wurden mit der Statistik-Software *R* (R CORE TEAM 2015) angepasst. Für die Anpassung der Sloboda-Funktion (*Slob*) als gemischtes Modell bzw. der linearisierten Sloboda-Funktion (*Slobl1*) als gemischtes Modell wurde das Paket *nlme* (PINHEIRO ET AL. 2015) verwendet. Für die linearisierte Sloboda-Funktion mit nicht-linearen Konkurrenz- bzw. Freistellungseffekten (*Slobl2*-Varianten) bzw. das empirische Modell wurde das Paket *mgcv* (WOOD 2006, 2011) eingesetzt.

## Ergebnisse

Anhand von Daten eines beispielhaft ausgewählten Standraumversuchs im Forstamt Münden kann die Sensitivität der Zuwachsschätzung auf Veränderung von Konkurrenz und Freistellung dargestellt werden. Dazu wurden Alter und gemessene BHD-Werte aus drei beispielhaften Aufnahmen verwendet um mithilfe der untersuchten Modellvarianten Zuwächse zu schätzen. Die Schätzung erfolgte zunächst unter der Annahme mittlerer Konkurrenz und Freistellung und darüber hinaus bei um 0,5 erhöhter bzw. reduzierter Konkurrenz (Abbildung 1), sowie mit um 0,25 erhöhter bzw. reduzierter Freistellung. Es zeigt sich, dass beide Modelltypen in allen Varianten sensitiv bezüglich Konkurrenz und Freistellung sind. Innerhalb einer Zuwachsperiode reagiert der absolute Zuwachs stärkerer Bäume (BHD) in allen Varianten stärker auf variierende Konkurrenz- und Freistellungswerte als der Zuwachs schwächerer Bäume. Die Zuwachsreaktion nimmt bei gleichem BHD mit dem Alter ab. Beim Vergleich der Sensitivität zwischen den Modelltypen fällt zunächst auf, dass die konkurrenzbedingten Zuwachsunterschiede des empirischen Modells deutlich größer ausfallen als die Zuwachsunterschiede der übrigen Modelle, die auf der Sloboda-Funktion basieren. Sensitivitätsunterschiede sind auch erkennbar zwischen den Feste-Effekte-Varianten auf der einen und den beiden auf den gemischten Modellen basierenden Varianten auf der anderen Seite: letztere zeigen eine geringfügig höhere Sensitivität gegenüber Konkurrenzänderungen.



Abbildung 1: Modellierte Zuwachswerte über dem BHD bei mittlerer (durchgezogene Linie) sowie erhöhter bzw. reduzierter Konkurrenz (gestrichelte Linien) für alle Modelltypen und -varianten. Zur Modellinitialisierung wurden jeweils gemessene BHD und Alter aus drei Aufnahmen eines Standraumversuchs im Forstamt Münden verwendet.

In Bezug auf die Sensitivität gegenüber Freistellung zeigen sich ähnliche Unterschiede zwischen den Modellvarianten, wobei die Zuwachsreaktionen durch variierende Freistellung insgesamt geringer ausfallen als die durch variierende Konkurrenzbedingungen.

Die Modellvarianten unterscheiden sich hinsichtlich ihres Prognosefehlers. Der mittlere quadratische Fehler liegt für die Feste-Effekte-Varianten zwischen 0,18 cm/Jahr (*Em*) und 0,2 cm/Jahr (*Slob, Slobl1, Slobl2*). Für die Globalmodelle (*Slob-vers global, Slobl1-vers global, Slobl2-vers global* und *Em-vers global*) liegt der Fehler mit 0,28 cm/Jahr deutlich höher und die Fehler der Gemischtes-Modell-Varianten bei Schätzung inkl. Zufallseffekten sind mit Werten zwischen 0,16 (*Slob-vers, Slobl1-vers, Slobl2-vers*) und 0,17 (*Em-vers*) cm/Jahr etwas geringer. Die Überprüfung der Residuen zeigt, dass die Schätzungen der auf der Slododa-Funktion basierenden Feste-Effekte Varianten im unteren Zuwachsbereich erwartungstreu sind, während es im Bereich höherer Zuwächse zu einer Überschätzung kommt (Abbildung 2). Für das empirische Modell ist die Überschätzung höherer Zuwächse nur geringfügig. Die Schätzungen mithilfe der gemischten Modelle unter Verwendung von festen und zufälligen Effekten führen erwartungsgemäß zu geringer Streuung der Residuen, es zeigt sich jedoch auch hier eine Überschätzung hoher Zuwächse für alle Modelltypen. Eine Schätzung mithilfe der gemischten Modelle ohne Berücksichtigung der Zufallseffekte verstärkt dieses Problem extrem, sodass eine sinnvolle Anwendung dieser Variante für keinen der Modelltypen möglich erscheint.





Es wurde für alle Modellvarianten der laufende Zuwachs für einige beispielhaft ausgewählte Versuche berechnet. Dazu wurde für jeden der Versuche ein Aufnahmezeitpunkt etwa in der Mitte des Gesamtaufnahmezeitraumes des Versuches ausgewählt und für diesen Zeitpunkt das Alter  $t_m$  der Bäume sowie deren mittlerer BHD  $bhd_{tm}$  berechnet. Aus den Modellvarianten, die auf der Sloboda-Funktion basieren, lässt sich nicht nur der erwartete Zuwachs sondern aus der algebraischen Differenzenform der Wachstumsfunktion (vgl. z.B. GADOW 2003) auch direkt der BHD schätzen. Die Wachstumsfunktion kann also verwendet werden, um mithilfe der Startwerte ( $t_m$  und  $bhd_{tm}$ ) den erwarteten BHD in jedem Alter zu generieren. Daraus kann dann mithilfe der Zuwachsfunktion direkt der laufende Zuwachs über dem Alter für einen Baum geschätzt werden. Für die Modellvarianten des empirischen Modells (*Em*) ist ein iteratives Verfahren nötig: Ausgehend von einer Zuwachsschätzung im Alter t muss mithilfe des gegebenen BHDs *bhd*<sub>t</sub> in diskreten Altersschritten der BHD für die nächste Schätzung generiert werden. Die resultierenden Zuwachsverläufe unterscheiden sich hinsichtlich des Kulminations-zeitpunktes und der absoluten Höhe deutlich zwischen den Modelltypen und -varianten (Abbildung 3). Die Feste-Effekte-Varianten (Abbildung 3, Spalte 1) zeigen grundsätzlich einen flacheren Verlauf mit geringeren Zuwächsen als die Varianten auf Basis der gemischten Modelle. Die laufenden Zuwächse, die mithilfe der Globalmodelle generiert wurden (Spalte 2), erreichen größere Maximalwerte und die Verläufe der einzelnen Versuche zeigen größere Niveau-Unterschiede des Zuwachses als in den beiden anderen Varianten. Zuwachsverläufe, die mittels Zuwachschätzung auf der Basis von festen und zufälligen Effekten der gemischten Modelle resultieren (Spalte 3), zeigen im Vergleich zu den anderen Varianten eine stärker ausgeprägte i.d.R. frühere Kulmination des laufenden Zuwachses.



Abbildung 3: Laufender Zuwachs über dem Alter für alle Modelltypen und –varianten für beispielhaft ausgewählte Versuche.

# Diskussion

## Sensitivität gegenüber der Bestandesbehandlung

Bei der Zuwachsmodellierung auf Basis einer Zuwachsfunktion werden die Wachstumsgröße (BHD) und das Alter berücksichtigt. Beide Größen gehen auch in das empirische Modell ein. Um die Effekte weiterer Einflussgrößen (z.B. Bestandesbehandlung, aber auch Standortfaktoren) abbilden zu können, kann das empirische Modell um weitere (auf Ebene der Verknüpfungsfunktion additiv, linear oder nichtlinear wirkende) Variable ergänzt werden. Bei Verwendung einer Wachstumsfunktion können weitere Einflussgrößen dadurch berücksichtigt werden, dass ein oder mehrere Funktionsparameter in Abhängigkeit von zusätzlichen Variablen modifiziert werden. Die Sensitivitätsanalyse zeigt, dass sowohl die Varianten des empirischen Modells als auch die auf der Sloboda-Funktion basierenden Varianten behandlungsbedingte Zuwachsunterschiede abbilden. Auch die höhere Reaktionsfähigkeit stärkerer Bäume innerhalb eines Bestandes, sowie der Rückgang der Reaktionsfähigkeit mit dem Alter zeigen sich in allen Modellvarianten. Unterschiede ergeben sich in der Höhe der Zuwachsreaktion auf Veränderungen von Konkurrenz bzw. Freistellung. Dabei weisen die Varianten des empirischen Modells eine höhere Sensitivität auf als die Varianten der Modelle, die auf der Sloboda-Funktion basieren. Im empirischen Modell wirken Konkurrenz und Freistellung als Haupteffekte, während bei den Modellen, die auf der Sloboda-Funktion basieren, eine Modifikation eines der originären Parameter der Funktion erfolgt, sodass die Form der Funktion selbst erhalten bleibt. Es kann vermutet werden, dass die Berücksichtigung der Behandlung über die Funktionsparameter zu weniger starken Effekten führt als über Haupteffekte wie im Fall des empirischen Modells. Nicht ganz so stark ausgeprägte Unterschiede in Bezug auf die Höhe der Zuwachsreaktion bestehen darüber hinaus zwischen den Varianten eines Modelltyps. So zeigen die auf gemischten Modellen beruhenden Schätzungen eine größere Behandlungssensitivität als diejenigen der Feste-Effekte-Modelle. Dies gilt sowohl für Modelle, die auf der Sloboda-Funktion basieren als auch für das empirische Modell.

#### Prognosefehler

Modelltheoretisch besteht ein entscheidender Unterschied zwischen den Feste-Effekte-Modellen und den gemischten Modellen. Erstere vernachlässigen (Bonitäts-/Standorts-)Unterschiede zwischen den Versuchen sofern sie nicht über die Berücksichtigung von Alter und Ausgangsdimension erfasst werden. Das gilt sowohl für konstante (z.B. nutzbare Feldkapazität) als auch für zeitveränderliche Standortunterschiede (z.B. Stickstoffversorgung). Die Versuche werden als unechte Zeitreihe interpretiert, wobei bezüglich der zeitveränderlichen Standortunterschiede unterstellt wird, dass junge Bäume, die heute untersucht werden, in höherem Alter Dimensionen erreichen wie sie aktuell in älteren Beständen beobachtet werden. Dagegen ermöglichen gemischte Modelle die Berücksichtigung versuchsspezifischer Unterschiede des Zuwachses, die nicht über die Effekte von Alter und Ausgangsdimension erklärt werden, sodass für jeden Versuch bei gegebenem Alter und BHD ein spezifischer Zuwachsverlauf in Abhängigkeit von konstanten und dynamischen Standortunterschieden modelliert werden kann. Diese grundsätzlichen Unterschiede zwischen Feste-Effekte-Modelle und gemischten Modellen führen dazu, dass sich die Varianten im Hinblick auf den laufenden Zuwachs und die Erwartungstreue unterscheiden. Bei der Untersuchung der gemischten Modelle fällt dabei die starke Verzerrung der Residuen auf Basis der Globalmodelle auf (vgl. dazu auch MEHTÄTALO ET AL. 2015). Die Problematik entsteht dadurch, dass die kausalen Ursachen des beschleunigten Wachstums in der jüngeren Vergangenheit (SPIECKER ET AL. 2012) im Modell bisher nicht berücksichtigt werden und somit auch durch die Zufallseffekte erfasst werden. Gleichzeitig sind diese Effekte mit dem Alter korreliert, da die Datenbasis diesbezüglich nicht balanciert ist. So sind die älteren Bestände im Untersuchungskollektiv unter ungünstigeren Bedingungen erwachsen, als Bestände jüngeren Alters. Dabei gibt es naturgemäß noch keine Altbestände, die von Begründung an unter den verbesserten Bedingungen erwachsen sind. Gleichzeitig waren keine Beobachtungen von jüngeren Beständen mit Stammverteilungsplänen aus Zeiträumen vor der Beschleunigung des Wachstums verfügbar. Somit enthalten die Zufallseffekte Komponenten, die für eine verzerrungsfreie Schätzung insbesondere bei hohen Zuwächsen unabdingbar sind, sodass eine valide Anwendung des Globalmodells nicht möglich ist.

Es wird deutlich, dass die Modellfehler zwischen Modellen auf Basis der Wachstumsfunktion und den empirischen Modellen keine großen Unterschiede aufweisen (Feste-Effekte-Modelle und Globalmodelle) bzw. der Fehler des empirischen Modells sogar minimal größer ist (Schätzung mit gemischtem Modell unter Verwendung von festen und zufälligen Effekten). Es kann daher angenommen werden, dass die mithilfe der Wachstumsfunktion implementierten theoretisch hergeleiteten Annahmen keine zu starke Einschränkung bei der Anpassung der Modelle darstellen. Die Analyse der Residuen zeigt, dass zumindest die Globalmodelle der untersuchten Modelltypen in der jetzigen Form nicht für Zuwachsprognosen verwendet werden können. Die Weiterentwicklung der beschriebenen Modelle mit dem Ziel einer Verbesserung der Prognosegüte (insbesondere der Globalmodelle) ließe sich wahrscheinlich durch längere Zeitreihen und eine explizite Berücksichtigung standörtlicher Unterschiede sowie weiterer erklärender Variablen erreichen.

#### Zuwachskurven

Hinsichtlich der Frage ob auch für das empirische Modell plausible Zuwachskurven resultieren, ist zunächst festzustellen, dass sich die Zuwachskurven nicht nur zwischen Modellen mit wachstums-

theoretischem Hintergrund und dem empirischen Modell unterscheiden, sondern noch deutlicher zwischen den Modellvarianten (d.h. die Antwort hängt davon ab, ob Zufallseffekte berücksichtigt werden oder nicht, bzw. ob diese für die Schätzung verwendet werden). Unter Vernachlässigung von Standortunterschieden zwischen den Versuchen, die nicht über die Effekte von Alter und Ausgangsdimension erklärt werden (Feste-Effekte-Variante), resultieren flache Verläufe mit geringen Zuwächsen. Diese Vernachlässigung verwischt die Kurven. Die Überschätzung hoher Zuwächse insbesondere bei den Globalmodell-Varianten wirkt sich auch auf den laufenden Zuwachs aus und führt zu den hohen Niveaus der Kurven. Für das empirische Modell lässt sich festhalten, dass auch ohne Nutzung einer Wachstumsfunktion Zuwachskurven resultieren, die zunächst ansteigen und nach der Kulmination um das Alter 50 wieder zurückgehen. Im Vergleich zu den auf der Sloboda-Funktion basierenden Zuwachskurven kulminiert der Zuwachs jedoch deutlich später und zeigt auch keinen so ausgeprägten Unterschied zwischen dem raschen Anstieg in jungen Jahren und einem deutlich langsameren Rückgang nach dem Kulminationszeitpunkt. Erwartet wird ein Verlauf mit zunächst steilem Anstieg, einer frühen Kulmination vor oder kurz nach dem Alter 20 und einem langsameren Rückgang (ASSMANN 1961; WENK ET AL. 1990). Solche Verläufe zeigen sich bei Modellen, die auf der Sloboda-Funktion basieren, allerdings in ihrem typischen Verlauf nur bei Verwendung gemischter Modelle und Schätzung unter Berücksichtigung von festen und Zufallseffekten.

Die Ergebnisse des Modellvergleichs zeigen, dass gemischte Zuwachsmodelle auf Basis der Sloboda-Funktion und unter Berücksichtigung von festen und zufälligen Effekten verwendet werden können um Wachstumsverläufe abzubilden, die mit dem Erfahrungswissen aus ertragskundlichen Versuchsflächen übereinstimmen und die gleichzeitig weitgehend unverzerrte Schätzungen ermöglichen. Das empirische Modell liefert außer bei Verwendung des Globalmodells ebenfalls weitgehend unverzerrte Schätzungen. Es ist jedoch offen, inwieweit selbst bei Verwendung des gemischten Modells mit Schätzung auf der Basis von festen und zufälligen Effekten realistische Wachstumsverläufe gewährleistet sind.

## Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden Durchmesserzuwachs-Modelle auf Basis einer Wachstumsfunktion (SLOBODA 1971) entwickelt und mit Modellen ohne wachstums-theoretische Grundlage (generalisiertes additives gemischtes Gamma-Regressionsmodell mit logarithmischer Verknüpfungsfunktion) verglichen. Neben der Ausgangsdimension und dem Alter der Einzelbäume werden Konkurrenzverhältnisse und der Einfluss der Bestandesbehandlung berücksichtigt. Als Datengrundlage dienen Versuchsflächendaten von Fichten aus Nordwestdeutschland. Der Vergleich zeigt, dass Modelle mit und ohne wachstums-theoretischen Hintergrund behandlungssensitiv sind. In Bezug auf Modellfehler unterscheiden sie sich nur geringfügig. Aus Modellen ohne wachstums-theoretische Grundlage abgeleitete Zuwachskurven über dem Alter entsprechen der typischen Form nur in eingeschränkter Weise.

## Literatur

ASSMANN, E.: Waldertragskunde. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 1961

GADOW, K. VON: Waldstruktur und Wachstum. Universitätsverlag Göttingen, 255 S., 2003

- MEHTÄTALO, L., MIGUEL, S. DE-, & GREGOIRE, T. G.: Modeling height-diameter curves for prediction. Canadian Journal of Forest Research 45: 826–837, 2015
- NAGEL, J.: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Norddeutschland. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt 128, 1999
- PINHEIRO, J., BATES, D., DEBROY, S., SARKAR, D., & R CORE: nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models R package version 3.1-122. 2015

R CORE TEAM: R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2015

SLOBODA, B.: Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. 1971

SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., & SKOVSGAARD, J. P.: Growth trends in European forests: studies from 12 countries. Springer Science & Business Media, 2012

VANCLAY, J. K.: Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests. School of Environmental Science and Management Papers: 537, 1994

WENK, G., ANTANAITIS, V., & ŠMELKO, Š.: Waldertragslehre. Deutscher Landwirtschaftsverlag, Berlin, 448 S., 1990

WOOD, S. N.: Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, London, New York, 383 S., 2006

WOOD, S. N.: Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology) 73 (1): 3–36, 2011

## Standortsensitive Modellierung der Produktivität

Susanne Brandl<sup>1</sup>, Wolfgang Falk<sup>1</sup>, Tobias Mette<sup>1</sup>, Thomas Rötzer<sup>2</sup>, Hans Pretzsch<sup>2</sup> <sup>1</sup>Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft (LWF) <sup>2</sup>Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität München

## Zusammenfassung

Die statistische Modellierung des Standort-Leistungsbezugs einer Baumart benötigt weite Umweltgradienten. Die Daten nationaler Waldinventuren (NFI) decken die jeweilige Landesfläche systematisch ab und bilden damit die Bandbreite an Standortbedingungen des jeweiligen Landes gut ab. Im Regelfall reicht das Verbreitungsgebiet einer Baumart aber über die Landesgrenzen hinaus. Oftmals werden gerade die klimatischen Randbereiche nicht erfasst. Die Kombination der Daten mehrerer Länder deckt einen größeren Umweltgradienten ab und erweitert damit die Anwendbarkeit standortbezogener Modelle. Allerdings bringt dies auch gewisse Anforderungen an die Zielgröße des Modells (Maß für die Produktivität) mit sich. Diese muss aus Daten ableitbar sein, die zumindest bei den meisten nationalen Waldinventuren standardmäßig und methodisch vergleichbar erhoben werden. Die Studie widmet sich deshalb der Frage, welche aus NFI-Daten ableitbare Zielgröße sich am besten für die standortsensitive Modellierung der Produktivität eignet. Aus theoretischen Überlegungen fiel die Wahl auf die Weise'sche Oberhöhe (hw) im Alter 100. Bonitiert wurde statisch nach dem Streifen-Verfahren, wobei die Alters-Höhen-Beziehung mit der Chapman-Richards-Funktion oder der semi-Log-Funktion angepasst wurde. An einem simulierten Datensatz wurden Stichproben nach dem Verfahren der deutschen Bundeswaldinventur (BWI) und der französischen NFI (NFIFR) gezogen. Es zeigte sich eine sehr gute Übereinstimmung zwischen den aus Bestand und den jeweiligen Stichproben berechneten Oberhöhen. Ebenfalls am simulierten Datensatz wurden die Effekte unterschiedlicher Bestandesdichten und die Auswirkungen von Fehlern in der Altersschätzung untersucht. Anschließend wurde die Methodik auf die BWI und die NFIFR angewendet. In diesem Beitrag wird ein Modell für die Fichte vorgestellt, das die Höhenbonität in Abhängigkeit von mittlerer Temperatur und Niederschlagssumme während des wärmsten Quartals beschreibt.

## Summary

Modelling the relationship between site conditions and productivity requires large environmental gradients. National forest inventories (NFI) systematically cover a country's forest area and thus represent the whole range of site conditions. Combining NFI data of various countries reduces the extrapolation range of statistical models and enhances their applicability. But this also entails some requirements for the response variable in the model. It has to be based on parameters that are surveyed in most NFIs. Therefore, this study investigates which response variable is best suited for modelling the relationship between site conditions and productivity based on NFI data. Theoretical reasoning led to the choice of the top height according to Weise (hw) at age 100 i.e. site index (SI). SI was derived based on the "Streifen-Verfahren", fitting a Chapman-Richards function or a semi-Log function to the height-agerelationship. In order to test the suitability of the approach stands were simulated and samples were drawn according to the German and French NFI sampling method. hw calculated from the sample represented the stand well. This was true both for the German NFI sample and for the French NFI sample. There was a good accordance between hw derived from the German NFI sample and the French NFI sample as well. The effects of stand density and errors in age measurements were analyzed using the simulated dataset as well. In the end the method developed was applied to the German and French NFI. In this article a model for Norway spruce is presented, that explains SI in dependence on mean temperature and precipitation sum of the warmest quarter.

## Einleitung

Der Zusammenhang zwischen Standort und Leistung einer Baumart wird traditionell in Ertragstafeln abgebildet. Die Standorteinwertung klassischer Ertragstafeln erfolgt über die Alters-Höhenbeziehung des Bestandes. Heute übersteigt allerdings gerade das Jugendwachstum vieler Bestände den Rahmen der Ertragstafeln. Dies führt bei Bonitierung größerer Datensätze auf Ertragstafel-Basis zu einem Alterstrend in den Bonitäten. Offensichtlich ändern sich mit dem Klima auch die Alters-Höhen-Beziehungen von Beständen und Ertragstafeln verlieren ihre Gültigkeit. Klimaszenarien prognostizieren für Deutschland einen deutlichen Temperaturanstieg sowie eine Veränderung der Niederschlagsverteilung über das Jahr. Nicht nur die Ertragstafeln, auch das Erfahrungswissen des Försters ist dann nicht mehr eins zu eins auf die Zukunft übertragbar. Ein statistisches Modell, das die Leistung einer Baumart in Abhängigkeit von Klima erklärt, ermöglicht hingegen Vorhersagen der Produktivität auch für veränderte Klimabedingungen.

In der klassischen Waldwachstumskunde werden meist Daten von forstlichen Versuchsflächen ausgewertet, um Fragestellungen zu Vitalität und Wachstum zu beantworten. Lange Beobachtungszeiträume, genaue Dokumentation der forstlichen Eingriffe und Messungen an allen Bäumen auf der Fläche machen Versuchsflächendaten zu einer einzigartigen Quelle für wissenschaftliche Erkenntnisse. Aufgrund der hohen Kosten gibt es jedoch nur eine begrenzte Anzahl von Versuchsflächen, die räumlich nicht gleichmäßig verteilt sind und nur einen Teil des Standortspektrums repräsentieren. Sollen allgemeine Zusammenhänge zwischen Standort und Leistung statistisch abgesichert erfasst werden, muss das Spektrum an Umweltbedingungen der Wälder ausreichend abgedeckt werden. Dies ist besonders im Hinblick auf die Verlässlichkeit von Prognosen entscheidend. Hier kommen die Daten nationaler Waldinventuren (NFI) ins Spiel, die in einem engmaschigen Gitternetz systematisch die gesamte Landesfläche abdecken. So deckt die Bundeswaldinventur in Deutschland die gesamte Landesfläche in einem 4 km x 4 km Raster ab.

Bei Zukunftsprognosen gelangt man allerdings, selbst bei der Verwendung auf deutschlandweiten Daten basierender Modelle, in weiten Bereichen in einen Extrapolationsbereich. Dies bedeutet, dass in der Zukunft klimatische Verhältnisse erreicht werden, für die es in der Gegenwart in Deutschland für die jeweilige Baumart keine Vorkommen bzw. keine Vorkommen in nennenswerter Dichte gibt. Prognosen der Produktivität unter zukünftigem Klima sind allerdings nur verlässlich, wenn sich das Modellverhalten auf ausreichend Lerndaten gründet.

Die Daten nationaler Waldinventuren in Europa, die teilweise online verfügbar sind, bieten die Chance, die Datenbasis für die Modellanpassung zu erweitern. Für verlässliche Erkenntnisse und Prognosen muss das Wachstumsverhalten in Regionen betrachtet werden, die bereits heute die klimatischen Verhältnisse aufweisen, die in Zukunft für Deutschland zu erwarten sind. Zu den wichtigsten Wachstumsfaktoren gehören vor allem Sommerwärme, ausreichend Niederschläge während der Vegetationsperiode und passende Wintertemperaturen (wichtig bzgl. der Frosttoleranz der jeweiligen Baumart). Natürlich spielt auch der Boden eine wichtige Rolle, aber im Hinblick auf Wachstumsveränderungen in der Zukunft sind die klimatischen Faktoren entscheidend. Jedes Klimaszenario prognostiziert eine bestimmte Entwicklung dieser drei Faktoren. Betrachtet man die in der Zukunft zu erwartenden Kombinationen dieser drei Faktoren für die Bundesrepublik und sucht nach Gebieten, in denen diese Verhältnisse jetzt schon auftreten, so wird man vor allem in Frankreich fündig (Abbildung 1). Das Wachstum und die Vitalität heimischer Baumarten in diesen sogenannten Analogklimaten liefern wichtige Erkenntnisse, womit in Zukunft auch in Deutschland zu rechnen ist (Kölling et al. 2016, Kölling und ZIMMERMANN 2014).



Abbildung 1: Einfärbung von Regionen in Europa, die bereits heute das für Deutschland im Jahr 2070 prognostizierte Klima aufweisen. Je höher der Wert der Kernel Density ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass Deutschland in der Zukunft ein Klima aufweist, wie es in der entsprechenden Region bereits heute vorherrscht. Die dunklen Magenta-Töne kennzeichnen die wahrscheinlichsten Analogklimate. Frankreich ist deshalb so interessant, weil es das wahrscheinlichste Analogklima aufweist und gleichzeitig die wichtigsten deutschen Baumarten dort in ausreichender Abundanz vorkommen, um statistisch abgesicherte Schlüsse ziehen zu können.

Ziel dieser Arbeit war es deshalb, ein Standort-Leistungs-Modell basierend auf einem kombinierten Datensatz der BWI und der französischen NFI (NFI<sub>FR</sub>) zu entwickeln. Der entwickelte Ansatz soll aber nicht auf deutsche und französische NFI-Daten beschränkt sein, sondern methodisch auf beliebige Waldinventurdaten mit Höhen- und Altersangaben übertragbar sein. Beispielhaft wird der Ansatz für die Fichte vorgestellt. Neben der tatsächlichen Anwendung auf BWI- und NFI<sub>FR</sub>-Daten und der Erklärung der Leistung in Abhängigkeit von Standorteigenschaften sind zwei wichtige Aspekte dieser Arbeit die Überprüfung, wie gut sich Bonitäten bei verschiedenen Waldinventurdatensätzen in Einklang bringen lassen und mit welchen Unsicherheiten bei der Bonitierung gerechnet werden muss.

Wir stützen uns dabei auf die Alters-Höhen-Beziehung und verwenden aus theoretischen Überlegungen heraus die Weise'sche Oberhöhe ( $h_w$ ) als Zielhöhe. Sie basiert auf dem Kollektiv der 20 % Durchmesserstärksten Bäume eines Bestandes und ist ein Kompromiss zwischen der sehr durchforstungsanfälligen Mittelstammhöhe und der für junge Bestände wenig repräsentativen Oberhöhe.

Zentrale Fragen sind deshalb:

- 1. Wie gut lässt sich die Weise'sche Oberhöhe aus den Stichprobenverfahren der BWI und  $NFI_{FR}$  ableiten?
- 2. Welche Unsicherheiten stecken in der Zielgröße? (a) Wie sehr wirken sich Dichteunterschiede auf die Zielgröße aus? (b) Wie stark wirken sich Fehler in der Altersschätzung auf die Zielgröße aus? (c) Liefert die Chapman-Richards-Funktion oder die semi-Log-Funktion die bessere Anpassung der Höhen-Alters-Beziehung?
- 3. Lassen sich Unterschiede in der Zielgröße auf klimatische Unterschiede zurückführen?

Zur Beantwortung von Frage 1 und 2 wurden das französische und das deutsche Stichproben-Verfahren auf simulierte Bestände angewendet. Die Beantwortung von Frage 3 ergibt sich aus den Ergebnissen der statistischen Modellierung des Zusammenhangs zwischen Leistung und klimatischen Variablen basierend auf dem kombinierten Datensatz aus NFI<sub>FR</sub> und BWI.

## Material

Datensätze

## BWI

Mit der BWI 3 (2012) stehen aktuelle Waldinventur-Daten von hoher Qualität zur Verfügung, die mit dem gleichmäßig über ganz Deutschland verteilten 4 km x 4 km-Raster große Umweltgradienten des Vorkommens der jeweiligen Baumart abdecken. Die Rasterpunkte werden als Trakte bezeichnet und unterteilen sich in bis zu vier Traktecken, die im Abstand von 150 m rechteckig um die Traktecke A im Südwesten eines Traktes angelegt sind. An jeder Traktecke werden mit dem Spiegelrelaskop (Winkelzählprobe mit Zählfaktor 4) Probebäume mit einem Brusthöhendurchmesser größer gleich 7 cm ausgewählt (Tabelle 1). Bei einer bestimmten Anzahl von Bäumen wird die Höhe gemessen: Im Hauptbestand sind dies zwei Bäume aus der häufigsten und ein Baum aus jeder weiteren Baumartengruppe (vgl. BMELV 2011). Eine Altersschätzung steht für jeden Baum zur Verfügung.

Inventur	Parameter	Min	Max	Mittel	SD
BWI	BHD (cm)	7,0	146,8	35,3	14,4
	Höhe (m)	2,7	51,9	25,8	7,3
	Alter (a)	9	399	70	33
NFI <sub>FR</sub>	BHD (cm)	7,6	107,0	31,2	14,8
	Höhe (m)	2,5	46,5	21,4	7,7
	Alter (a)	1	401	62	46

Tabelle 1: Statistische Kennwerte von in den Inventuren erhobenen Einzelbaumparametern.

#### NFI

Es werden die Daten der französischen nationalen Waldinventuren von 2005 bis 2013 verwendet, da diese ein einheitliches Aufnahmedesign aufweisen (Änderung des Aufnahmedesigns 2005) und der Aufnahmezeitraum in etwa mit der BWI 3 vergleichbar ist. Die französische NFI umfasst etwa 35000 Inventurpunkte auf einem 2 km x 2 km Gitternetz, das in einer 5-Jahres-Rotation abgedeckt wird (VIDAL et al. 2007). Dementsprechend decken die französischen Waldinventurdaten repräsentativ das Bestandes- und Klimaspektrum in Frankreich ab. Es werden Parameter zu den einzelnen Bäumen (Tabelle 1) in konzentrischen Probekreisen sowie zum Bestand und zum Standort erfasst.

#### Umweltdaten

Für das Klima wurden die Daten von WorldClim in einer Auflösung von 30 Sekunden (ca. 1 km) verwendet. Zur Erfassung des gegenwärtigen Klimas wird der Zeitraum von 1950 bis 2000 betrachtet. Für die Zukunft liegen die RCP-Szenarien 2.6, 4.5, 6.0 und 8.5 vor (HIJMANS et al. 2005). Tabelle 2 gibt eine Übersicht über die wichtigsten statistischen Kennwerte der verwendeten Klimavariablen für deutsche und französische Inventurpunkte.

Tabelle 2: Übersicht über die Klimavariablen (WorldClim) für die deutschen und französischen Inventurpunkte.

Parameter	Abkürzung	Min	Max	Mittel	SD
Mittl. Temperatur des wärmsten Quartals (°C)	Tmn_wq	11,6	18,8	17,0	0,7
Temperatur-Minimum des kältesten Monats (°C)	Tmin_cm	-7,9	-0,2	-3,1	0,8
Niederschlagssumme des wärmsten Quartals (mm)	Psum_wq	167	410	203	28

# Methoden

## Berechnung der Weise'schen Oberhöhe

In die Berechnung von  $h_w$  fließen die 20 % (Durchmesser-)stärksten Bäume einer Baumart eines Bestandes ein. Für dieses Kollektiv wird der Durchmesser des Grundflächenmittelstamms bestimmt (Weise-Durchmesser  $d_w$ ). Die aus der Einheitshöhenkurve zu  $d_w$  abgegriffene Höhe entspricht der Weise'schen Oberhöhe (PRETZSCH 2002). Zur Bestimmung der  $h_w$  eines Inventurpunkts wurde die Stichprobe auf einen Hektar hochgerechnet und eine Dichtefunktion (Bandweite bw = 3, VENABLES und RIPLEY 2002) über die BHD-Verteilung gelegt. Für die Kalibrierung der Einheitshöhenkurve (SLOBODA et al. 1993) wurden für jeden Inventurpunkt der BHD des Mittelstammes und die Mittelhöhe als Mittelwerte der Stichprobenbäume berechnet (DAHM 2006). Bei der BWI wurden für die Berechnung von  $h_w$  der Unterstand sowie Bäume mit Wipfel- und Kronenbruch entfernt. Bei der NFI<sub>FR</sub> wurde  $h_w$  nur für Plots mit wenigstens einer Altersmessung an der jeweiligen Baumart berechnet, Bäume mit Schäden und Bäume ohne freien Kronenanteil (vergleichbar mit dem Unterstand bei der BWI) wurden ausgeschlossen.

#### Simulierter Datensatz

Auf Basis der Fichten-Ertragstafel von ASSMANN und FRANZ (1963) wurden 1000 Bestände simuliert. Dafür wurde jeweils basierend auf den Kennwerten eines zufällig ausgewählten Bestandes der Ertragstafel ein Einzelbaumdatensatz erzeugt. Die BHD-Verteilung wurde mittels einer Weibull-Funktion generiert (NAGEL und BIGING 1995). Die Durchmesser wurden so korrigiert, dass der ursprüngliche Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (dg) der Ertragstafel und der dg des simulierten Bestandes übereinstimmen. Die entsprechenden Höhen wurden aus Einheitshöhenkurven abgegriffen und eine normalverteilte Varianz angenommen (Mittelwert = 0, Standardabweichung = f(BHD)).

#### Stichproben

Auf jeden simulierten Bestand wurde sowohl das deutsche (Winkelzählprobe mit Zählfaktor 4, BMELV 2011) als auch das französische Stichprobendesign (konzentrische Probekreise, VIDAL et al. 2007) angewendet.

Die Aufnahmewahrscheinlichkeit eines Baumes bei der Winkelzählprobe ergibt sich aus seiner Grundfläche und dem Zählfaktor. Ist die Aufnahmewahrscheinlichkeit eines Baumes höher als eine Zufallszahl zwischen 0 und 1, so wird er in die Stichprobe aufgenommen. Der Quotient aus Zählfaktor und Grundfläche des Baumes entspricht seiner Stammzahl pro ha. Bis zu drei Bäume wurden als Höhenmessbäume ausgewählt. Für die übrigen Bäume wurden die Höhen als unbekannt angenommen und aus den Einheitshöhenkurven abgegriffen. Die Stichprobe wurde auf einen Hektar hochgerechnet.

Ein französischer Inventurpunkt besteht aus drei konzentrischen Probekreisen mit festen Radien. Somit können drei Durchmesserklassen mit verschiedenen Aufnahmewahrscheinlichkeiten unterschieden werden. Aufnahmewahrscheinlichkeiten wurden berechnet, indem die Fläche des entsprechenden Probekreises durch 10.000 geteilt wurde. Ist die Aufnahmewahrscheinlichkeit eines Baumes größer als eine Zufallszahl zwischen 0 und 1, so fällt er in die Stichprobe. Die Stichprobe wurde ebenfalls auf einen Hektar hochgerechnet.

Das  $d_w$  und  $h_w$  entsprechende Alter ( $a_w$ ) wurde als das mittlere Alter des Oberhöhenkollektivs berechnet.

Die aus den Stichproben berechneten Maße wurden anhand der Wurzel des mittleren erwarteten Vorhersagefehlers (RMSE) und des Bias verglichen. RMSE wurde bezogen auf das aus dem Bestand basierende Maß berechnet. Der Bias entspricht der Steigung einer linearen Regression ohne Intercept des auf dem Bestand basierenden Maßes über dem aus der Stichprobe ermittelten Maß.

## SI Berechnung

Um die Höhenbonität oder den Site Index (SI), also  $h_w$  im Alter 100, zu erhalten, müssen  $h_w$  und  $a_w$  zueinander in Beziehung gesetzt werden. Dafür wurden zwei weit verbreitete Funktionen getestet: die Chapman-Richards-Funktion  $(h_w = A * (1 - e^{-k*a_w})^p)$  und die semi-Log-Funktion  $(h_w = a + b * ln(a_w))$ . Es wurden 5 %- und 95 %-Quantilsregressionen angepasst. Über die Position von  $h_w$  innerhalb der Spanne zwischen dem 5 %- und 95 %-Wert des jeweiligen Alters erfolgt eine Einordnung des Höhenwachstumspotentials. Über diese Einordnung kann  $h_w$  auf eine Höhe im Alter 100 umgerechnet werden. So wird beispielsweise einem Inventurpunkt, dessen Oberhöhe im Alter 50 beim 95 %-Quantil der für dieses Alter gemessenen Höhen liegt, das 95 %-Quantil der im Alter 100 gemessenen Höhen als Bonität zugewiesen.

Die Bonitierung entspricht damit dem durch von Baur eingeführten Streifen-Verfahren, bei dem die Bonität aus der momentanen Alters-Höhen-Relation ermittelt wird (PRETZSCH 2001).

## Unsicherheit in der Altersschätzung

Die Altersangabe bei NFI-Daten wird häufig über Angaben zur Bestandesbegründung oder Jahrringzählung an Stöcken geschätzt und nur selten über Bohrungen verifiziert. Um die Auswirkungen von Unsicherheiten in der Altersschätzung zu veranschaulichen, wurde eine Chapman-Richards-Funktion an die Oberhöhen-Entwicklung für jede Bonität der Ertragstafel angepasst. In der Ertragstafel wird als Oberhöhe h<sub>100</sub> und nicht h<sub>w</sub> aufgeführt. Für die Untersuchung der Auswirkungen von Fehlern in der Altersschätzung macht dies allerdings keinen Unterschied. Die Analyse nimmt die Beziehung zwischen Oberhöhe und Alter als "wahr" an. Wird der Exponent p in der Chapman Richards Funktion auf 1,8 fixiert, lässt sich die Höhen-Alters-Entwicklung der Ertragstafel hinreichend genau nachzeichnen. Wird zudem die Maximalhöhe A für jede Bonität aus der Ertragstafel geschätzt, lässt sich der Parameter k durch A über eine lineare Regression erklären. Die resultierenden Funktionen erlauben die Berechnung der Oberhöhe im Alter 100. Dieselbe Berechnung kann nun auch für einen gerichteten Altersfehler z.B. von +10 sowie -10 Jahren durchgeführt werden. Da es aber keine realistische Annahme darstellt, dass das Alter immer über- oder unterschätzt wird, wurde in einem nächsten Schritt eine Normalverteilung (Mittelwert = 0, Standardabweichung = 5) des Altersfehlers angenommen.

## Gemeinsame Bonitierung von BWI und $\ensuremath{\mathsf{NFI}_{\mathsf{FR}}}$

Für die Bonitierung über die Höhen-Alters-Beziehung wurden aus BWI- und NFI<sub>FR</sub> Inventurpunkte mit einem Grundflächenanteil der Fichte  $\geq$  70 % ausgewählt. Bei der BWI liegt eine Altersschätzung für alle Bäume der Stichprobe vor. Bei der NFI<sub>FR</sub> wird das Alter an einem oder zwei dominanten Bäumen durch Bohrung bestimmt. Für die BWI wurde das mittlere Alter des d<sub>w</sub>-Kollektivs berechnet. Für die NFI wurden die gemessenen Alter auf Brusthöhe der Bäume des d<sub>w</sub>-Kollektivs gemittelt (SEYNAVE et al. 2005) und pauschal 5 Jahre addiert (SHARMA et al. 2011) (Tabelle 3). Der Datensatz wurde bezüglich der Bestandesstruktur gefiltert: Bei der BWI wurden Plenterwälder ausgeschlossen. Bei der NFI<sub>FR</sub> wurden stark von Störungen betroffene Plots, Plots mit Niederwald oder einer Mischung aus Hoch- und Niederwald sowie Plots mit einer Waldbedeckung < 40 % oder Plots, bei denen die aufzunehmenden Bäumen  $\leq$  10 % der Bedeckung ausmachen, ausgeschlossen. Die Höhen-Alters-Beziehung wurde mit der Chapman-Richards-Funktion angepasst.

Parameter	Min	Max	Mittel	SD
$d_w(cm)$	11,8	125,8	43,2	14,3
$h_{w}(m)$	5,3	50,8	26,6	7,3
$a_{w}(a)$	9	291	70	35
SI (m)	14,3	49,9	32,4	4,7

Tabelle 3: Statistische Kennwerte der für die Bonitierung und das SI-Modell relevanten Parameter.

#### Anwendung: Modellierung des SI

Um die Wirkung der klimatischen Faktoren möglichst klar herauszuarbeiten, wurde der Datensatz vor der Modellanpassung bezüglich der übrigen Umweltparameter gefiltert. Anhand der zur Verfügung stehenden Angaben, wurden Inventurpunkte mit Stau-/Grundwassereinfluss und hohen Skelettgehalten bzw. geringen Mächtigkeiten identifiziert. Es wurden also die Inventurpunkte entfernt, auf denen mit hoher Wahrscheinlichkeit Bodeneigenschaften das Wachstum entscheidend beeinflussen und damit das Klimasignal stören. Für eine Berücksichtigung von Bodenparametern im Modell müssten französische und deutsche Umweltparameter vereinheitlicht werden. Wegen unterschiedlicher Methodik und Variablendefinitionen wäre dies nur bedingt möglich gewesen. Ziel der Modellierung war es, ein möglichst klares Klima-Signal zu erhalten. Für die Erfassung des klimatischen Einflusses auf das Wachstum wurden basierend auf früherer Erfahrung die mittlere Temperatur des wärmsten Quartals (Tmn wq), die Niederschlagssumme des wärmsten Quartals (Psum wq) und die Minimumtemperatur des kältesten Monats (Tmin\_cm) ausgewählt (BRANDL et al. 2014, ALBERT und SCHMIDT 2010). Sommertemperatur und Sommerniederschlag haben gegenüber Jahresmittelwerten bzw. -summen den Vorteil, dass sie sich stärker an den für die Bäume physiologisch relevanten Temperatur- bzw. Niederschlagszeiträumen orientieren. Für die Modellierung des Zusammenhangs zwischen SI und Klimavariablen wurden generalisierte additive Modelle (WOOD 2006) mit Monotonie-Vorgaben (SCAM) mit einer Gamma-Verteilung der Fehler und log-Link-Funktion verwendet (PYA und WOOD 2015). Monotonie-Vorgaben gewährleisten die ökologische Plausibilität der modellierten Effekte (SCHMIDT et al. 2015). Die Variablenselektion und die Einführung von Monotonie-Vorgaben für die Effekte fallen unter den Begriff der hypothesengetriebenen Modellierung (MELLERT et al. 2011, MELLERT et al. 2016). Für Tmn\_wq wird ein unimodaler Zusammenhang erwartet, für Psum\_wq erscheint eine Sättigungskurve am plausibelsten, für Tmin\_cm ist sowohl ein monoton steigender als auch ein unimodaler Zusammenhang vorstellbar (Dolos et al. 2015, Nothdurft et al. 2012, Landsberg und Sands 2011, Kahn 1995).

## Ergebnisse

Wie gut lässt sich die Weise'sche Oberhöhe aus den Stichprobenverfahren der BWI und  $NFI_{FR}$  ableiten?

Vergleiche zwischen  $h_w$  berechnet für den gesamten Bestand und  $h_w$  berechnet aus der jeweiligen Stichprobe zeigen eine sehr gute Übereinstimmung (BWI: cor = 0,992, NFI<sub>FR</sub>: cor = 0,997), es gibt keine systematische Verzerrung (BWI: bias = 1,015, NFI<sub>FR</sub>: bias = 1,010) (Abbildung 2). Die Übereinstimmung zwischen den beiden Stichprobenverfahren ist ebenfalls hoch (cor = 0,989, bias = 0,994).



Abbildung 2: Zusammenhang zwischen der aus dem Bestand berechneten  $h_w$  und der aus der französischen NFI-Stichprobe berechneten  $h_w$ .



Abbildung 3: Abweichung zwischen der aus dem Bestand berechneten  $h_w$  und der aus der BWI-Stichprobe berechneten  $h_w$  für verschiedene Bestandesdichten; die horizontalen Linien kennzeichnen jeweils die mittlere Abweichung.

Welche Unsicherheiten stecken in der Zielgröße? (a) Wie sehr wirken sich Dichteunterschiede auf die Zielgröße aus? (b) Wie stark wirken sich Fehler in der Altersschätzung auf die Zielgröße aus? (c) Liefert die Chapman-Richards-Funktion oder die semi-Log-Funktion die bessere Anpassung der Höhen-Alters-Beziehung?

Da h<sub>w</sub> als Höhe des Grundflächenmittelstamms der oberen 20 % der Durchmesser immer relativ zur Kollektiv-Stärke berechnet wird, ist sie sehr stabil gegenüber Dichte- und Dimensions-Effekten. So ist ab einer Bestockung von 40 % (relativ zur Ertragstafel Grundfläche) der Inventurmethodik-bedingte Bias < 0,5 m und die Standardabweichung < 1 m (Abbildung 3).

Abbildung 4 zeigt die Auswirkung eines gerichteten Altersfehlers von ± 10 Jahren auf die Schätzung der Oberhöhe über die Chapman-Richards-Funktion für jede Ertragsklasse der Ertragstafel. Die gepunkteten Linien stellen die geschätzte Oberhöhe bei einer Unterschätzung des Alters dar, die gestrichelten Linien bilden den Effekt einer Überschätzung des Alters ab. Abbildung 5 zeigt die Spanne des Fehlers in der Oberhöhenschätzung in Abhängigkeit vom Alter bei Annahme eines normalverteilten Altersfehlers.



Abbildung 4: Effekt eines gerichteten Altersfehlers ± 10 Jahre auf die Oberhöhe; gepunktete Linien stellen die geschätzte Oberhöhe bei einer Unterschätzung des Alters dar, gestrichelte Linien bei einer Überschätzung des Alters.



Abbildung 5: Spanne des Fehlers in der Oberhöhenschätzung bei normalverteiltem Altersfehler.

Die Alters-Höhen-Beziehung für die Bonitierung wurde sowohl mit einer Chapman-Richards-Funktion als auch einer semi-Log-Funktion angepasst (Abbildung 6). Die so ermittelten SI wurden mit den, den simulierten Beständen zugrunde liegenden, Höhenbonitäten der Ertragstafel über lineare Regressionen verglichen. Werden die SI über die Chapman-Richards-Funktion ermittelt, ergibt sich ein R<sup>2</sup> von 0,953. Für die semi-Log-Funktion ergibt sich ein R<sup>2</sup> von 0,949. Ein Vergleich der Standardabweichungen je Ertragstafel-Bonität zeigte ebenfalls keine nennenswerten Unterschiede. Das unterschiedliche Verhalten der beiden Funktionen würde sich v.a. bei sehr niedrigen und sehr hohen Altern auswirken, die im auf der Ertragstafel basierenden simulierten Datensatz nicht (für alle Bonitäten) repräsentiert sind.

20

hw (m)

BWI





Abbildung 6: Anpassung der Chapman-Richards-Funktion und der semi-Log-Funktion an die Höhen-Alters-Beziehung.

Abbildung 7: Anpassung der Chapman-Richards-Funktion für den Zusammenhang zwischen Weise'scher Oberhöhe und Alter für die Fichte.

Lassen sich Unterschiede in der Zielgröße auf klimatische Unterschiede zurückführen? (Anwendungsbeispiel: Bonitierung von BWI und NFI<sub>FR</sub> und statistische Modellierung des SI)

Die entwickelte Methodik wurde auf den kombinierten Datensatz aus BWI und  $NFI_{FR}$  angewendet. Für die Fichte wurde für die Ermittlung des SI die Beziehung zwischen  $h_w$  und Alter mit der Chapman-Richards-Funktion angepasst (Abbildung 7).

Es wurde ein Modell ausgewählt, das den SI in Abhängigkeit der klimatischen Variablen erklärt (Tabelle 4):

abelle 4: Detaillief	rte zusammenfassun	g aes SI-Moaells.		
	Schätzung	Standardfehler	T-Statistik	p-Wert
Intercept	2,4565	0,1355	18,14	< 2 × 10 <sup>-16</sup>
	edf	df Residuen	F-Statistik	p-Wert
s(Tmn_wq)	2,015	2,001	449,27	$< 2 \times 10^{-16}$
s(Psum_wq)	2,741	3,120	16,31	$9,41 \times 10^{-11}$
korrigiertes R <sup>2</sup>		0,132		

$$SI = f(Psum_wq) + f(Tmn_wq)$$

Tabelle 4: Detaillierte Zusammenfassung des SI-Modells.

Bei niedrigen Sommertemperaturen zeigt sich ein starker Anstieg des SI, bei hohen Temperaturen wird dieser Anstieg schwächer (Abbildung 8). Bei sehr hohen Sommertemperaturen (ab ca. 18 °C) wird der Optimumsbereich überschritten und der SI geht wieder zurück. In diesem Bereich stehen aber nur noch sehr wenige Datenpunkte hinter der Modellanpassung. Für den Niederschlag kann eine Sättigungskurve angepasst werden (Abbildung 8). Unterschiede im trockenen Bereich wirken sich stark aus, ab einem Niederschlag von ca. 250 mm wirkt sich dieser im Modell kaum mehr auf den SI aus.



Abbildung 8: partielle Effekte von Tmn\_wq und Psum\_wq im SI-Modell für die Fichte.

Bei flächig vorliegenden Klimavariablen ist auch eine flächenhafte Vorhersage des SI möglich. Die Karte (Abbildung 9) zeigt den modellierten SI für die Gegenwart für die Fichte. Teile des borealen Verbreitungsgebiets der Fichte sind grau maskiert, da hier das Modell über BWI und NFI<sub>FR</sub> keine Lerndaten hatte. Insgesamt bildet die Karte ab, dass das Wachstum dort am besten ist, wo sowohl Temperatur als auch Niederschlag während des wärmsten Quartals ausreichend sind. So zeigt sich beispielsweise eine hohe Leistung der Fichte in Süddeutschland, wohingegen das Wachstum in Skandinavien kältelimitiert ist. Bei der Interpretation der Karte ist zu beachten, dass rein das klimatische Potential abgebildet wird und keine Effekte des Bodens berücksichtigt sind. So können z.B. ungünstige Bodeneigenschaften das Wachstum reduzieren und günstige Bodeneigenschaften negative klimatische Effekte abschwächen.



Abbildung 9: Modellierter SI der Fichte für die Gegenwart.

## Diskussion

 $h_w\,als\,Maß$  für die Leistung

In einer früheren Studie haben wir für Bayern basierend auf BWI-Daten Modelle mit sehr einfacher Struktur angepasst, die die Höhe des Einzelbaums in Abhängigkeit von Alter, sozialer Stellung und

Standortsparametern erklären und konnten damit flächendeckende Vorhersagen des Höhenwachstumspotentials machen (BRANDL et al. 2014). Allerdings liegen im Gegensatz zur BWI für viele Inventuren keine Einzelbaumalter vor. Liegen Wiederholungsaufnahmen vor, könnte alternativ der Höhenzuwachs des Einzelbaums betrachtet werden. Aufgrund des Messfehlers bei der Höhenmessung wäre die Zielgröße jedoch mit relativ großer Unsicherheit behaftet.

In einer früheren Studie wurde auch der Versuch unternommen die Produktivität eines Standorts direkt zu erfassen und den oberirdischen Biomassezuwachs sowie die Nettoprimärproduktion (NPP) eines Bestandes aus BWI-Daten abzuleiten (BRANDL et al. 2015). Dafür spricht, dass die Höhe nur Indikator für die Produktivität eines Standorts, die NPP hingegen eine direkte, physiologische Größe darstellt. Da sich Standorte gleicher Höhenbonität im Ertrag unterscheiden können, kann mit der NPP zumindest theoretisch zwischen verschiedenen Ertragsniveaus differenziert werden. Allerdings bringt dieser Ansatz für NFI-Daten auch viele Schwierigkeiten mit sich: Durchforstete Bestände nutzen das Zuwachspotential des Standortes nicht voll aus. Deshalb muss ein Weg gefunden werden, wie die Effekte von Bestandesdichte und der Durchforstung auf die NPP von den Effekten der Umweltvariablen unterschieden werden können. Letztendlich müssen dabei viele Annahmen getroffen werden, die zur Unsicherheit der Schätzung beitragen. Hinzu kommt, dass Wiederholungsaufnahmen oder Zuwachsmessungen notwendig sind.

Aus diesen Gründen fiel die Entscheidung auf die Oberhöhe im Alter 100 (Höhenbonität, SI). Dies bringt einige Vorteile mit sich: Die Höhe ist messbar und relativ "behandlungsstabil". Zudem ist sie ein in der Forstwirtschaft etabliertes und intuitiv verständliches Maß für die Ertragsfähigkeit eines Standorts. Wird die Höhenbonität als Zielgröße im Modell verwendet, werden als erklärende Variablen nur Standortsparameter benötigt. Damit ist der Erklärungsbeitrag der Umweltvariablen sofort klar ersichtlich und Veränderungen der Leistung mit sich verändernden Standortbedingungen können direkt abgeschätzt werden. Da die Oberhöhe ein Maß auf Bestandesebene ist, werden auch nicht unbedingt Einzelbaumalter benötigt.

Als Oberhöhe wurde die Weise'sche Oberhöhe ( $h_w$ ) gewählt. Diese ist definiert als die Höhe des Grundflächenmittelstamms der 20 % stärksten Bäume und repräsentiert die herrschenden Bäume während des gesamten Bestandeslebens (KRAMER und AKÇA 1995). Sowohl  $h_{100}$ , definiert als die Höhe des Grundflächenmittelstamms der 100 stärksten Bäume, als auch  $h_w$  sind größtenteils unbeeinflusst von Niederdurchforstung, während Hochdurchforstung eine geringere Verschiebung in  $h_w$  als in  $h_{100}$  bewirkt (KRA-MER und AKÇA 1995).

#### Bonitierung

Im Vergleich zum Bonitieren über Ertragstafeln mit vorgegebenen Alters-Höhen-Beziehungen leitet man beim Bonitieren über das Streifen-Verfahren die Alters-Höhen-Beziehung direkt aus den Daten ab. Man gleicht damit automatisch einen Alterstrend aus, allerdings erfordert das Verfahren große Datensätze, da nur dann die Annahme einer Gleichverteilung des Standortleistungsspektrums über das Altersspektrum mit hoher Wahrscheinlichkeit erfüllt ist. Bei Verwendung von NFI-Daten stehen große Datensätze zur Verfügung. Vorteile des Verfahrens sind, dass es nicht von konstanten Standortbedingungen ausgeht, keine Zeitreihen notwendig sind und die Bonitierung von NFI-Beständen aus einer Aufnahme möglich ist.

Die "statische" Oberhöhen-Altersbeziehung liefert trotz Unsicherheiten ein empirisch stabiles und weitgehend dichte-unabhängiges Standortleistungsmaß. Die Bonität kann dabei als Integral der Leistung bis zum Messzeitpunkt interpretiert werden. Am simulierten Datensatz konnte gezeigt werden, dass die aus den Stichproben berechneten Maße repräsentativ für den Bestand sind. Ebenso konnte eine gute Übereinstimmung zwischen dem Wert für die BWI-Stichprobe und für die NFI<sub>FR</sub>-Stichprobe gezeigt werden. Für die Fichte bietet die Chapman-Richards-Funktion eine geeignete Anpassung der Höhen-Alters-Beziehung. In Abhängigkeit vom Alter können sich Fehler in der Altersschätzung jedoch relativ stark auswirken. Mit höheren Altern wirken sich Unsicherheiten in der Altersschätzung aber weniger stark aus.

#### SI-Modell

Obwohl der Datensatz zuvor nach Bodeneigenschaften gefiltert worden war, ist die Erklärungskraft der Klimavariablen insgesamt relativ gering (R<sup>2</sup> = 0,132). Die angepassten Effekte von Tmn\_wq und Psum\_wq sind jedoch ökologisch plausibel und statistisch signifikant auf einem Niveau von 0,01. Denkbare Erklärungen für die unerklärte Varianz sind fehlende Einflussfaktoren auf das Höhenwachstum, die Qualität der Datengrundlage sowie die Eignung der Methode. Das Entfernen von Inventurpunkten, auf denen der Boden mit großer Wahrscheinlichkeit das Wachstum limitiert, kann dem komplexen Einfluss des Bodens auf das Wachstum sicher nicht gerecht werden. Das Projekt zielt zwar darauf den Einfluss des Klimas auf das Wachstum zu fassen, kann dies aber nur über Mittelwerte von Temperatur und Niederschlägen über das Jahr eine Rolle. Extremereignisse wie Dürre und Spätfrost können das Baumwachstum entscheidend beeinflussen. Auch Schädlingsbefall und andere Störereignisse können eine Rolle spielen (PRETZSCH et al. 2012, PRETZSCH und DIELER 2011, RÖTZER et al. 2012). Eine weitere Ursache für Variationen im Höhenwachstum könnte die genetische Diversität innerhalb der Baumarten sein (MÜLLER-STARCK et al. 1992), die sich gerade bei einer großräumigen Studie bemerkbar machen kann.

Die Eignung und Genauigkeit der Daten kann sowohl auf der Seite der Zielgröße als auch auf der Seite der erklärenden Variablen hinterfragt werden. Die Daten der BWI haben eine sehr hohe Aufnahmequalität und decken einen weiten Bereich an Umweltbedingungen ab. Dennoch weisen sie einige Nachteile auf. Das Alter ist oft nur eine grobe Schätzung. Die Untersuchung hat gezeigt, dass Fehler in der Altersschätzung sich merklich auf die SI-Schätzung auswirken. So könnte es beispielsweise einen Bias in der Altersschätzung geben, in dem für besser wachsende Bäume höhere Alter geschätzt werden, was teilweise den Einfluss der Umweltbedingungen in den Modellen nivellieren würde. Die Umweltvariablen werden hier als konstant betrachtet. Ein Baum kann jedoch im Laufe seines Lebens Änderungen in den Umweltbedingungen erfahren haben (Skovsgaard und Vanclay 2013). Behandlungseffekte (Rötzer et al. 2010) können nicht angemessen berücksichtigt werden und es ist schwierig, den Einfluss von Konkurrenz und Dichte zu erfassen, da aufgrund des Aufnahmeverfahrens der Winkelzählprobe für die BWI eine vollständige Umgebungsinformation fehlt (POMMERENING 1997). Auch bei der französischen NFI ist die Stichprobe klein und nicht unbedingt immer repräsentativ für den Bestand. Das Alter wird zwar durch die Bohrung sehr genau bestimmt, allerdings nur für ein bis zwei dominante Bäume je Inventurpunkt. Auch bei den klimatischen Variablen handelt es sich bereits um modellierte Werte, die nicht am Punkt gemessen worden sind. Dies erhöht die Unsicherheit bei der Modellierung.

Trotz all dieser Limitierungen kann aber festgehalten werden, dass die Modelle sowohl signifikante als auch ökologisch plausible Effekte der Klimavariablen anpassen und es damit ermöglichen, Veränderungen des Wachstumspotentials bei sich änderndem Klima zu prognostizieren.

#### Fazit

Bei der standortsensitiven Modellierung der Produktivität ist es für die Vorhersage entscheidend, weite Klimagradienten abzudecken. NFI-Daten sind deshalb eine wichtige und wertvolle Datenquelle für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Standort und Leistung. Die Zielgröße in den Modellen muss deshalb relativ einfach und aus NFI-Daten ableitbar sein. So ist die vorgestellte Methode der Bonitierung auf alle Daten mit Altersangaben anwendbar und benötigt keine Wiederholungsmessungen. Anhand eines simulierten Datensatzes konnte gezeigt werden, dass deutsche und französische NFI-Daten für die Modellierung des Standort-Leistungsbezugs kombiniert werden können.

#### Literaturverzeichnis

- ALBERT, M., SCHMIDT, M.: Climate-sensitive modelling of site-productivity relationships for Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and common beech (*Fagus sylvatica* L.), Forest Ecology and Management, 259(4):739–749, 2010
- ASSMANN, E., FRANZ, F.: Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Institut für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, München, 1963
- BRANDL, S., FALK, W., KLEMMT, H.-J., STRICKER, G., BENDER, A., RÖTZER, T., PRETZSCH, H.: Possibilities and limitations of spatially explicit site index modelling for spruce based on National Forest Inventory data and digital maps of soil and climate in Bavaria (SE Germany), Forests, 5(11):2626–2646, 2014
- BRANDL, S., FALK, W., RÖTZER, T., PRETZSCH, H.: Der Zusammenhang zwischen Produktivität und Standort für Fichtendominierte Bestände in Bayern. In: KLÄDTKE, J., KOHNLE, U. (Hg.): Tagungsbericht. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Ertragskunde. Jahrestagung. Kammerforst/Thüringen, 18.-20. Mai 2015, S. 87– 94, 2015
- BMELV (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ) (Hg.): Aufnahmeanweisung für die dritte Bundeswaldinventur (BWI<sup>3</sup>) (2011-2012). 2. Aufl. Institut für Waldökologie und Waldinventuren im Johann Heinrich von Thünen-Institut, Bonn, 2011
- DAHM, S.: Auswertungsalgorithmen für die zweite Bundeswaldinventur. Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Hamburg, Institut für Waldökologie und Waldinventuren, Eberswalde, 2006
- DOLOS, K., BAUER, A., ALBRECHT, S.: Site suitability for tree species: Is there a positive relation between a tree species' occurrence and its growth?, European Journal of Forest Research, 134(4):609–621, 2015
- HIJMANS, R. J., CAMERON, S. E., PARRA, J. L., JONES, P. G., JARVIS, A.: Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas, International Journal of Climatology, 25(15): 1965–1978, 2005
- KAHN, M.: Quasikausale Modellierung des Standort-Leistungs-Bezuges als Voraussetzung zum Aufbau flexibler Mischbestandsmodelle, Forstwissenschaftliches Centralblatt, 114:175–187, 1995
- KÖLLING, C., METTE, T., KNOKE, T.: Waldertrag und Anbaurisiko in einer unsicheren Klimazukunft, Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen, 167(1): 29–38, 2016
- KÖLLING, C., ZIMMERMANN, L.: Klimawandel gestern und morgen. Neue Argumente können die Motivation zum Waldumbau erhöhen, LWF aktuell 99:27–31, 2014
- KRAMER, H., AKCA, A.: Leitfaden zur Waldmesslehre. 3. Aufl., J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt/M., 1995
- LANDSBERG, J. J., SANDS, P. J.: Physiological ecology of forest production. Principles, processes and models. 1st ed. Amsterdam, Boston: Elsevier/Academic Press (Terrestrial ecology series, v. 4), 2011
- MELLERT, K. H., EWALD, J., HORNSTEIN, D., DORADO-LIÑÁN, I., JANTSCH, M., TAEGER, S., ZANG, C., MENZEL, A., KÖLLING, C.: Climatic marginality: a new metric for the susceptibility of tree species to warming exemplified by *Fagus syl-vatica* (L.) and Ellenberg's quotient, European Journal of Forest Research, 135(1):137–152, 2016
- MELLERT, K. HEINZ, FENSTERER, V., KÜCHENHOFF, H., REGER, B., KÖLLING, C., KLEMMT, H. J., EWALD, J.: Hypothesis-driven species distribution models for tree species in the Bavarian Alps, Journal of Vegetation Science, 22(4):635–646, 2011
- MÜLLER-STARCK, G., BARADAT, P., BERGMANN, F.: Genetic variation within European tree species, New Forests, 6:23–47, 1992
- NAGEL, J., BIGING, G. S.: Schätzung der Parameter der Weibull-Funktion zur Generierung von Durchmesserverteilungen, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 166:185–189, 1995
- NOTHDURFT, A., WOLF, T., RINGELER, A., BÖHNER, J., SABOROWSKI, J.: Spatio-temporal prediction of site index based on forest inventories and climate change scenarios, Forest Ecology and Management, 279:97–111, 2012
- POMMERENING, A.: Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Georg-August-Universität Göttingen, Göttingen, 1997
- PRETZSCH, H.: Modellierung des Waldwachstums. Blackwell Wissenschafts-Verlag, Berlin, Wien, 320 S., 2001
- PRETZSCH, H.: Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Blackwell Wissenschafts-Verlag, Berlin, Wien, 380 S., 2002
- PRETZSCH, H., DIELER, J.: The dependency of the size-growth relationship of Norway spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* [L.]) in forest stands on long-term site conditions, drought events, and ozone stress, Trees, 25(3):355–369, 2011

- PRETZSCH, H., DIELER, J., RÖTZER, T.: Principles of growth partitioning between trees in forest stands under stress, In: MATYSSEK, R., SCHNYDER, H., OBWALD, W., ERNST, D., MUNCH, C., PRETZSCH, H. (Hg.): Growth and defence in plants. Springer-Verlag Berlin Heidelberg (Ecol Studies 220), S. 311–329, 2012
- PYA, N., WOOD, S. N.: Shape constrained additive models, Statics and Computing, 25(3):543–559, 2015
- RÖTZER, T., DIELER, J., METTE, T., MOSHAMMER, R., PRETZSCH, H.: Productivity and carbon dynamics in managed Central European forests depending on site conditions and thinning regimes, Forestry, 83(5):483–495, 2010
- Rötzer, T., Seifert, T., Gayler, S., Priesack, E., Pretzsch, H.: Effects of stress and defence allocation on tree growth simulation results at the individual and stand level, In: In: Matyssek, R., Schnyder, H., Oßwald, W., Ernst, D., Munch, C., Pretzsch, H. (Hg.): Growth and defence in plants. Springer-Verlag Berlin Heidelberg (Ecol Studies 220), S. 401–432, 2012
- SCHMIDT, M., BREIDENBACH, J., ASTRUP, R.: Möglichkeiten der Berücksichtigung von Expertenwissen in verallgemeinerten additiven Regressionsmodellen dargestellt am Beispiel von longitudinalen Höhen-Durchmesser-Modellen für Fichte, Kiefer und Sandbirke in Norwegen. In: KLÄDTKE, J., KOHNLE, U. (Hg.): Tagungsbericht. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde, Jahrestagung, Kammerforst/Thüringen, 18.-20. Mai 2015, S. 167–181, 2015
- SEYNAVE, I., GÉGOUT, J.-C., HERVÉ, J.-C., DHÔTE, J.-F.: Is the spatial distribution of European beech (*Fagus sylvatica* L.) limited by its potential height growth?, Journal of Biogeography, 35(10):1851–1862, 2008
- SHARMA, R. P., BRUNNER, A., EID, T., OYEN, B.-H.: Modelling dominant height growth from national forest inventory individual tree data with short time series and large age errors, Forest Ecology and Management, 262(12):2162–2175, 2011
- SKOVSGAARD, J., VANCLAY, J. K.: Forest site productivity: a review of spatial and temporal variability in natural site conditions, Forestry, 86(3):305-315, 2013
- SLOBODA, B., GAFFREY, D., MATSUMURA, N.: Regionale und lokale Systeme von Höhenkurven für gleichaltrige Waldbestände, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 164:225–229, 1993
- VENABLES, W. N. and RIPLEY, B. D.: Modern Applied Statistics with S, New York: Springer, 2002
- VIDAL, C., BÉLOUARD, T., HERVÉ, J.-C., ROBERT, N., WOLSACK, J.: A new flexible Forest Inventory in France. In: McRoberts, R. E., Reams, G. A., Van Deusen, P. C., McWilliams, W. H. (Hg.): Proceedings of the Seventh Annual Forest Inventory and Analysis Symposium. Seventh Annual Forest Inventory and Analysis Symposium. Portland, ME, 03.-06.10.2005. USDA Forest Service. Washington, DC, S. 67–73, 2007

WOOD, S.: Generalized Additive Models: An introduction with R. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC, 2006
Jiří Novák, David Dušek, Marian Slodicak FGMRI, Research Station at Opočno, Czech Republic

## Introduction

Site productivity is based mainly on natural conditions (bedrock, water supply, etc.). In case of agricultural systems, nutrient cycles are significantly affected by artificial fertilization. On the other hand, forest sites are usually dependent on "self-fertilization" by litter-fall and its decomposition in humus layers. Therefore, knowledge about forest litter-fall processes is actually requested. Litter-fall research must be based on long-term observations because of inter-annual differences, which are influenced by stand characteristics (e.g. FUQIANG et al. 2010, ALONSO et al. 2015), management (e.g. BRAVO-OVIEDO et al. 2015) and climate fluctuations (e.g. BERG, MEENTEMEYER 2001).

Quantity and quality of litter-fall is continually studied in forest stands by Forestry and Game Management Research Institute, Research station at Opocno (http://vulhm.cz) and long-term experimental series were established for main tree species in the Czech Republic. Presented work based on part of these long-term data is oriented on the first results of litter-fall quantity and quality by simple comparisons between stands with different species composition.

The aim of this study is to find out the amount and quality of litter-fall of main tree species in young (20-50-year-old) forest stands in the Czech Republic, i.e. Norway spruce, Scots pine, European beech and common oak. Analysis is completed by the data from other species - larch, birch, Douglas-fir and blue spruce.

## Methods

We used long-term (5-23 years) data from our experimental base (Tab. 1). The experiments were established in young forest stands in 21 localities in various conditions of the Czech Republic. Totally four main tree species (Norway spruce, Scots pine, European beech, Common oak) and four other tree species (European larch, Common birch, Douglas-fir, Blue spruce) were included.

Species	Name	Observation (years)			Vegetation	Forest site class	
Species	of locality	Length	Period	Age of stands	zone*	TOTEST SILE Class.	
Scots pine (SP)	Týniště	22	1993-2015	8-30	1	Nutrient-poor	
	Vítkov	9	2002-2011	39-48	5	Fresh, nutrient-medium	
	Polom	23	1992-2015	27-50	6	Acidic	
	Vrchmezí	5	2002-2007	32-37	6	Acidic	
Norway spruce (NS)	Kristiánov	12	2003-2015	39-51	6	Acidic	
	Machov	9	2005-2014	40-49	6	Acidic	
	TBoudyll	12	2003-2015	36-48	7	Peat	
	TBoudyl	12	2003-2015	51-63	8	Acidic	
Europoon booch (EP)	Roblín	15	2000-2015	29-44	3	Loamy	
	Deštné	16	1999-2015	18-34	6	Acidic	
Mixture (EB+NS)	Všeteč	11	2004-2015	26-37	4	Acidic	
	Halín	12	2003-2015	18-30	2	Loamy	
Oak sp. (O)	Nová ves	10	2003-2013	20-30	2	Acidic	
	Plasy	7	2008-2015	40-47	2	Fresh, nutrient-medium	
Europoon Jarch (EL)	Kraslice	13	2002-2015	13-26	5	Nutrient poor, gleyed	
	Kalek	13	2002-2015	15-28	7	Acidic	
Birch sp. (B)	Fláje I	13	2002-2015	21-34	7	Acidic	
Douglas fir (DF)	Obora	4	2011-2015	42-46	3	Loamy	
Mixture (DF+NS)	Polánky I	4	2011-2015	17-21	2	Acidic	
Mixture (DF+SP)	Polánky II	4	2011-2014	17-21	2	Acidic	
Blue spruce (BS)	Fláje II	13	2002-2015	18-31	8	Nutrient-medium, wet	

Tab. 1: Characteristics of experimental base for litter-fall observation.

\*Veg.zones: 1 – oak, 2 – oak with beech, 3 – beech with oak,4 – beech, 5 – beech with fir, 6 – beech with spruce, 7 – spruce with beech, 8 – spruce

The oldest sampling was done in 1992, the last (used in this study) in 2015. Depending on individual stands, length of observation was 4-23 years. All experiments consist of comparative plots (with an area 0.04-0.25 ha) with and without thinning. For presented study we used the data from unthinned control plots.

Litter-fall was investigated quantitatively (amount of dry-mass) by 3-6 steel collectors which were installed on each plot. Sampling was done 1-4 times for year and quantitave analyses (by dry matter 80°C) from each collector was realized. For qualitative analyses we used the composite sample per plot.

Amounts of nutrients (N, P, K, Ca and Mg) were determined after mineralization by sulphuric acid and hydrogen peroxide (TURNER, BROOKS 1992) and by Kjehldahl method etc. (JONES et al. 1991).

Mean annual litter-fall was calculated from all samples per plot and nutrient content is presented as mean concentration in 1000 kg of dry litter-fall and as total amount in kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>.

## Results

Mean annual amount of litter-fall in young stands reached approximately 4 t.ha<sup>-1</sup>of dry mass for observed tree species (Fig. 1). Minimum (1.9 t.ha<sup>-1</sup>) and maximum (5.4 t.ha<sup>-1</sup>) values were found under spruce stands. Totally 10 plots showed mean annual litter-fall over 4 t.ha<sup>-1</sup>, 8 plots between 3-4 t.ha<sup>-1</sup> and only 3 plots below 3 t.ha<sup>-1</sup>.



*Fig. 1: Mean annual litter-fall under different forest stands. For explanation of tree species (x-axis) and observation periods see Tab. 1.* 

Content of nitrogen (N) was in all species and all sites more or less equal around 12 kg per 1000 kg of litter-fall (Fig. 2). Lower content we found on pure pine sites (stands of pine and mixture Douglas fir with pine). On the other hand, higher content (nearly 18 kg per 1000 kg of litter-fall) was observed on birch stand located under high acid deposition in mountains. Annual litterfall reached around 50 kg.ha<sup>-1</sup> of N on 12 plots, while 7 plots showed amount of N 30-40 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> and only two plots represented annual return of N by litter-fall below 30 kg.ha<sup>-1</sup>.

Contrary to N content, phosphorus (P)

content was different due to high variability of P content on plots (Fig. 2). Minimum of P content (0.3 kg per 1000 kg of litter-fall) we found on pure pine site (mixture Douglas fir with pine) and maximum content (1.1 kg of P per 1000 kg of litter-fall) was observed on two Norway spruce stands and one stand of larch and birch. Totally 9 plots showed 2-3 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> of P in litter-fall. Eight plots represented annual return of P over 3.5 kg.ha<sup>-1</sup>, whilst amount of P below 1.5 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> was found on 4 plots.

High return of potassium (K) was confirmed on one beech and one oak plot (3.0-3.5 kg per 1000 kg of litter-fall). On the other hand, low K content (0.7-1.0 kg per 1000 kg of litter-fall) we found under some Norway spruce stands in mountains (Fig. 2). Annual litter-fall reached around 6 kg.ha<sup>-1</sup> of K on 12 plots, while 2 plots showed amount of K nearly 16 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> and seven plots represented annual return of K by litter-fall 2-4 kg.ha<sup>-1</sup>.

In case of calcium (Ca) high return (15-18 kg per 1000 kg of litter-fall) was found on two Norway spruce stands (planted on former agriculture land) and on one beech and one oak plot (on fertile sites).

Generally, broadleaved stands showed higher content of Ca in litter-fall (over 40 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>) and conifers showed lower content (around only 10 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>) with the above-mentioned exception of spruce stands (70-90 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>) on former agricultural land.

Clear differences between broadleaved and evergreen conifers were found in case of magnesium (Mg) content in litter-fall (Fig. 2). One thousand kilograms of litter-fall under broadleaved stands contained

1.2-1.8 kg of Mg, whilst under conifer stands (with the exception of larch) we observed only 0.2-0.6 kg of Mg per 1000 kg of litter-fall.

Consequently, annual return of Mg by litter-fall represented over 4 kg.ha<sup>-1</sup>in broadleaved and in larch stands and only around 1-2 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> in evergreen conifer stands. Very low content (under 1 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>) of Mg was found in two stands of Norway spruce and one stand of blue spruce in mountains.



*Fig. 2: Mean amount of nutrients in 1000 kg of litter-fall (left) and mean amount of nutrients in annual litter-fall (right) under different forest stands. For explanation of tree species (x-axis) and observation periods see Tab. 1.* 

## Discussion and conclusion

Amount of annual litter-fall in young stands (dry mass about 4 t per hectare) corresponds with published values for conifers - spruce stands (e.g. BILLE-HANSEN, HANSEN 2001, BERG, MEENTEMEYER 2001, HAN-SEN et al. 2009) or pine stands (e.g. BERG et al. 1999, AUGUSTO et al., 2002, BLANCO et al. 2006).

Also for broadleaved, similar values were found. For example, litter-fall for oak stands ranged from 2.5 to 11 t.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>(CARLISLE et al. 1966, CHRISTENSEN 1975, DIAZ-MAROTO, VILA-LAMERIO 2006, HANSEN et al. 2009). For young beech stands LEBRET et al. (2001) and MUND, SCHULZE (2006) found annual amount of litter fall 2 t.ha<sup>-1</sup>. On the other hand, litter-fall 4 t.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>was published by BONNEVIE-SVENDSEN, GJEMS (1957) or MALEK (2006) for beech stands.

Because of high inter-annual variability of litter-fall, long-term observations are essential for correct description of nutrient cycles in forest ecosystems. Similar results were presented by Roig et al. (2005) in pine stands in Spain. Short observation can lead to incorrect interpretation of results. Therefore, our study is based only on simple evaluation and more complex analysis is in preperation.

In case of nutrients, our results about N content in annual litter-fall (30-50 kg.ha<sup>-1</sup>) correspond with the results from spruce stands (KLIMO, KULHAVY 1994 or GUNDERSEN, RASMUSSEN 1995). Lower amounts under pine stands (as in our results) were found also by KAVVADIAS at al. (2001) or MACK et al. (2014).

We found higher amount of Ca and Mg in litter-fall under broadleaved stands. For example in oak stands our results are comparable with the study of CARLISLE et al. (1966), but only in case of N, P and K (annually ca 41 kg of N, 2 kg of P and 10 of K). For basic nutrients, Ca and Mg, our results are higher probably due to better soil conditions in our study sites.

Higher content of Ca and Mg in the litter-fall might be caused by aerial liming (dolomitic limestone), which was applied in mountains (for example in case of our study it was one larch stand). Furthermore, limestone bedrock was potential reason for higher Ca and Mg content in one beech stand. Significant soil influence for Ca was observed for example by MEIER et al. (2005).

In conclusion, it was found that mean annual amount of litter-fall in young stands reached from 3 to 5 t.ha<sup>-1</sup> of dry mass practically for all observed tree species. We can summarize that:

- Nitrogen content in litter-fall reached 23-67 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup> and low differences between species and localities were observed.
- Contrary to N content, P content was different due to high variability of P content in samples, differences not directly depended on species or localities. Annual return of P by litter-fall represented 1-4 kg.ha<sup>-1</sup>.
- In case of K, high differences (2-16 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>) were found, lowest content on spruce in mountains, high content of this element on one beech and one oak plot.
- Amount of Ca in litter-fall showed high differences between species and localities (5-92 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>), generally broadleaved trees represents higher content and conifers lower content (around only 10 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>).
- In case of Mg clear differences between broadleaved and evergreen conifers were observed. Broadleaved and larch reached over 4 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>, while conifers only 1-2 kg.ha<sup>-1</sup>.year<sup>-1</sup>).

Presented results could be used in the process of forest management planning in case of species composition. But described trends should be confirmed in the other long-term experiments; further research on various sites is needed.

## Acknowledgements

This study was supported by the project NAZV QJ1530298 and by the Ministry of Agriculture of the Czech Republic – Resolution RO0116 (10462/2016-MZE-17011).

## References

- ALONSO, J.M, LELES, P.S.D., FERREIRA, L.D., OLIVEIRA, N.D.: Contribution of litter fall in forest recovery plantation under different planting spacings, Ciencia Florestal, 25(1):1-11, 2015
- AUGUSTO, L., RANGERA, J., BINKLEY, D., ROTHE, A.: Impact of several common tree species of European temperate forests on soil fertility, Ann. For. Sci., 59:233–253, 2002
- BERG, B., ALBREKTSON, A., BERG, M.P., CORTINA, J., JOHANSSON, M.-J., GALLARDO, A., MGADEIRA, M., PAUSAS, J., KIRATZ, W., VALLEJO, R., MCCLAUGHERTY, C.: Amounts of litter fall in some pine forests in a European transect, in particular Scots pine, Annals of Forest Science, 56(8):625–639, 1999
- BERG, B., MEENTEMEYER, V.: Litter fall in some European coniferous forests as dependent on climate: a synthesis, Can. J. For. Res., 31:292-301, 2001
- BILLE-HANSEN, J., HANSEN, K.: Relation between defoliation and litterfall in some Danish *Picea abies* and *Fagus syl-vatica* stands, Scand. J. For. Res., 16:127–137, 2001
- BLANCO, J.A., IMBERT, J.B., CASTILLO, F.J.: Influence of site cha-racteristics and thinning intensity on litterfall production in two *Pinus sylvestris* L. forests in the western Pyrenees, Forest Ecology and Management, 237:342–352, 2006
- BONNEVIE-SVENDSEN, C., GJEMS, O.: Amount and chemical composition of the litter from Larch, Beech, Norway Spruce and Scots Pine stands and its effect on the soil, Meddelelser fra det Norske Skogsforsoksvesen, 14(48):111-75, 1957

- BRAVO-OVIEDO, A., RUIZ-PEINADO, R., MODREGO, P., ALONSO, R., MONTERO, G.: Forest thinning impact on carbon stock and soil condition in Southern European populations of *P. sylvestris* L., Forest Ecology and Management, 357:259-267, 2015
- CARLISLE, A., BROWN, A.H.F., WHITE, E.J.: Litter fall leaf production and effects of defoliation by *Tortrix viridana* in a Sessile oak (*Quercus petraea*) woodland, Journal of Ecology, 54:65–85, 1966
- CHRISTENSEN, O.: Wood litter fall in relation to abscission, environmental factors, and the decomposition cycle in a Danish oak forest, Oikos, 26:187–195, 1975
- DIAZ-MAROTO, I.J., VILA-LAMERIO, P.: Litter production and composition in natural stands of *Quercus robur* L. (Galicia, Spain), Polish Journal of Ecology, 54:429–439, 2006
- FUQIANG, S., XIAOXU, F., RUIQING, S.: Review of mixed forest litter decomposition researches, Acta Ecologica Sinica, 30:221-225, 2010
- GUNDERSEN, P., RASMUNSSEN, L.: Nitrogen mobility in a nitrogen limited forest at Klosterhede, Denmark, examined by NH<sub>4</sub>NO<sub>3</sub> addition, For. Ecol. Manag., 77:75–88, 1995.
- HANSEN, K., VESTERDAL, L., SCHMIDT, I.K., GUNDERSEN, P., SEVEL, L., BASTRUP-BIRK, A., PEDERSEN, L.B., BILLE-HANSEN, J.: Litterfall and nutrient return in five tree species in a common garden experiment, Forest Ecology and Management, 257:2133–2144, 2009
- JONES J.B., WOLF B., MILLS H.A.: Plant analysis handbook: a practical sampling, preparation, analysis, and interpretation guide. Athens, Georgia, Micro-Macro Publishing, Inc.: 213 p. 1991
- KAVVADIAS, V.A., ALIFRAGIS, D., TSIONTSIS, A., BROFAS, G., STAMATELOS, G.: Litterfall, litter accumulation and litter decomposition rates in four forest ecosystems in northern Greece, Forest Ecology and Management, 144(1-3):113-127, 2001
- KLIMO, E., KULHAVY, K.: Norway spruce monocultures and their transformation to close-to-nature forests from the point of view of soil changes in the Czech Republic, Ekologia (Bratislava), 25(1):27-43, 2006
- LEBRET, M., NYS, C., FORGEARD, F.: Litter production in an Atlantic beech (*Fagus sylvatica* L.) time sequence, Annals of Forest Science, 58(7):755-768, 2001
- MACK, J., HATTEN, J., SUCRE, E., ROBERTS, S., LEGGETT, Z., DEWEY, J.: The effect of organic matter manipulations on site productivity, soil nutrients, and soil carbon on a southern loblolly pine plantation, Forest Ecology and Management, 326:25–35, 2014
- MAŁEK, S.: Struktura i dynamika opadu organicznego w drzewostanie bukowym na powierzchni monitoringowej w Ojcowskim Parku Narodowym w latach 1995-2000, Lesne Prace Badawcze, 3:71-82, 2006
- MEIER, I.C., LEUSCHNER, C., HERTEL, D.: Nutrient return with leaf litter fall in *Fagus sylvatica* forests across a soil fertility gradient, Plant Ecology, 177(1):99-112, 2005
- MUND, M., SCHULZE, E.D.: Impacts of forest management on the carbon budget of European beech (*Fagus sylvatica*) forests, Allgemeine Forst und Jagdzeitung, 177(3-4):47-63, 2006
- ROIG, S., RIO, M. DEL, CANELLAS, I., MONTERO, G.: Litter fall in Mediterranean *Pinus pinaster* Ait. stands under different thinning regimes, Forest Ecology and Management, 206:179–190, 2005
- TURNER, M.D., BROOKS, P.D.: Evaluation of the use of H2SO4-H2O2 digestions for the elemental analysis of planttissue by ICP spectrometry, Communications in Soil Science and Plant Analysis, 23: 559-568. 1992

## Beziehungen zwischen Biomasseproduktivität aus NDVI-Satellitendaten und Jahrringzeitreihen. Eine Fallstudie aus Nordostbrandenburg

Jens Schröder<sup>1</sup>, Heinz Röhle<sup>2</sup>, Michael Körner<sup>2</sup> <sup>1</sup> Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde <sup>2</sup> Technische Universität Dresden

#### Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht die Beziehungen zwischen Informationen zur Biomasseproduktivität, die sich aus Fernerkundungsdaten ableiten lassen, und Zeitreihen der Jahrringbreitenentwicklung auf der Ebene repräsentativer Bestände im nordostdeutschen Tiefland. Damit soll geprüft werden, ob die zeitlich höher aufgelösten Satellitendaten grundsätzlich dazu geeignet sind, periodisch geschätzte Zuwachsdaten, wie sie von BWINPro und anderen Waldwachstumssimulatoren geliefert werden, annuell zu untersetzen und damit flexiblere Simulationen auf Jahresbasis zu ermöglichen.

Die empirische Basis der Untersuchung bilden drei unterschiedlich alte Reinbestände der Gemeinen Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) in der Oberförsterei Chorin in Nordostbrandenburg. Je Bestand sind die räumlichen Strukturen und das Alter der Bäume weitestgehend homogen. Über die Aggregation der in Probekreisen erfassten Einzelbaumdaten wurden die wesentlichen Bestandeseigenschaften ermittelt sowie zur dendroökologischen Auswertung an jeweils 20 Bäumen je zwei Bohrkerne entnommen und vermessen. Durch die Standardisierung der ermittelten Zeitreihen auf den BHD konnte auf dieser Grundlage die Entwicklung des mittleren Durchmessers, der Grundfläche und des Holzvolumens je Hektar in Jahresschritten rekonstruiert werden. Die unterschiedlichen Parameter wurden anschließend den Informationen gegenübergestellt, die aus Fernerkundungsdaten des satellitengestützten Sensors MODIS ableitbar sind. Im Detail handelt es sich dabei um den Vegetationsindex NDVI aus dem Produkt MOD13Q1, für den entsprechende Zeitreihen für die Periode 2000-2014 hergeleitet wurden.

Als Ergebnisse der Studie werden die Korrelationen zwischen den Zeitreihen des Jahrringindex (JRI) und des NDVI für die einzelnen Beispielbestände betrachtet. Die Beziehungen sind für alle Plots und die jeweils untersuchten Teilkollektive sehr eng. Die Korrelationskoeffizienten nach PEARSON erreichen vor allem bei kürzeren Bezugsintervallen Werte über 0,95 bei Irrtumswahrscheinlichkeiten unter 0,001. Der "regionale" durchschnittliche NDVI über alle Plots zeigt in vielen Fällen ebenso enge Korrelationen zum JRI wie die punktbezogenen NDVI je Plot. Als Beispiel für die Modellierung des JRI wurde eine lineare Funktion des regionalen NDVI als Mittel aus den vier aufeinanderfolgenden Aufnahmen aller Plots vom 03.03. bis zum 23.04. ausgewählt. Dieser Ansatz weist ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von  $R^2_{adj.} = 0,625$  und einen Bias von 0,01 % auf, die Gleichläufigkeit zwischen modelliertem und realem JRI beträgt 80 %. Das vorgestellte methodische Vorgehen ist demnach gut geeignet, eine geographisch differenzierte proportionale Variation modellierter jährlicher Zuwächse auf Basis frei verfügbarer Fernerkundungsdaten zu ermöglichen.

#### Summary

The paper analyzes the relations between remote sensing data describing biomass productivity and time series of tree ring width for selected representative forest stands in the northeast German low-lands. The objective is to gain new insights into the opportunities to utilize satellite data with annual resolution for deriving yearly estimates of simulated forest increment data originally predicted for periods of five years. The results should enable simulation programs like BWINPro to provide additional options for reacting more flexibly to changes in environmental factors that influence growth and yield in forest stands.

Three temporary trial plots (P1-P3) were established in the northeast of the German federal state of Brandenburg in even-aged pure stands of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.). Basic characteristics of the stands were obtained from measurements of every tree within representative circular areas. Two borer cores were extracted at breast height from 20 trees per plot to measure tree-ring widths (TRW) back to the pith. On this basis we derived time series of tree-ring indices (TRI) which have a mean of 1 and indicate annual variation in dbh increment. By partitioning the 20 sample trees per plot according to their dbh into sub-samples of 10 larger and 10 smaller trees we created separate TRI time series for dominant and suppressed trees in addition to the series for all trees per plot. TRI data were then related to

plot-specific values of the Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) as delivered by the MODIS sensor of the Terra satellite system. These data cover the time since mid-February 2000 at a resolution of 250×250 m pixels. They are provided in the product MOD13Q1 as 16-days composite values which results in 23 possible images (i.e. NDVI values) per year. In addition to the pixel data covering the coordinates of the trial plot centers, the mean values of three nine-pixel sets made up by the directly adjacent pixels plus the central pixels and a mean NDVI series over all 3×9 pixels were analyzed for their correlations to the TRI time series. The following systematic search for maximum correlation coefficients included all possible sequences of the 23 images per year over periods from 5 to 14 years for the three sub-samples per stand and the seven NDVI sampling methods.

The results indicate stunningly close relationships between annual NDVI data and TRI information for all stands and sub-samples. PEARSON'S correlation coefficients especially for shorter periods than the entire 14 years get higher than 0.95 at p-values <0.001 on all plots. The average NDVI time series performed in many cases at the same level as the plot-specific single-pixel and the 3×3 pixel data. A linear model for TRI from 2000 to 2014 of dominant trees on Plot 2 based on the average NDVI of four subsequent images from March 3<sup>rd</sup> to April 23<sup>rd</sup> for all 3×9 pixels was chosen to exemplify the quality that could be attained by our approach. The adjusted coefficient of determination for this model is R<sup>2</sup><sub>adj.</sub> = 0.625 with a bias of 0.01 %. The modelled TRI time series closely follows the extremes visible in the "measured" TRIs and shows a high degree of Gleichlaeufigkeit (80 %). These findings demonstrate the general suitability of our approach for the analyzed stands. Together with further studies for other tree species and site conditions they point out a promising way to obtain modifying factors that could deliver annually variable increment estimations for BWINPro and other forest growth models.

## Einleitung

In Anlehnung an die forstübliche Aufnahmerhythmik und die Konstruktionsprinzipien von Ertragstafeln bilden Waldwachstumssimulatoren wie BWINPro (NAGEL et al. 2006) die Entwicklung von Einzelbäumen und Beständen in der Regel in Zeitschritten von fünf Jahren ab. Dies reflektiert auch die Datengrundlage, mit deren Hilfe die Wachstumsmodelle parametrisiert wurden. Eine weitere Differenzierung in Jahresschritte ist nur möglich, indem die prognostizierten periodischen Zuwachsgrößen in Fünftel zerlegt und gegebenenfalls zu den gewünschten Mehrjahreszeiträumen kumuliert werden (MÜNDER 2005). Dies vernachlässigt die interannuelle Dynamik in den zuwachssteuernden Umweltfaktoren, die zu jährlich schwankenden Zuwachswerten führt. Auch bei Prognosen für kürzere Zeiträume kann es so zu signifikanten Abweichungen zwischen Modell und tatsächlich geleisteten Zuwächsen kommen.

Als die am deutlichsten und zeitlich am engsten auf Umweltveränderungen reagierende Wachstumsgröße ist der Brusthöhendurchmesser (BHD) anzusehen (PRETZSCH 2002). Seine zeitliche Entwicklung lässt sich retrospektiv sehr gut anhand von Bohrkernauswertungen nachvollziehen und quantifizieren (SCHRÖDER 2015). Über die Kreisfläche haben Schwankungen des BHD-Zuwachses auch unmittelbare Konsequenzen für den Volumenzuwachs des Baumes als letztlich bedeutsamsten ertragskundlichen Parameter. Zur angestrebten flexiblen Modifikation des jährlichen Zuwachses in den verschiedenen Dimensionen bietet es sich an, relativ leicht und flächendeckend erfassbare Umweltinformationen zu nutzen, deren jährliche Schwankungen in engem Zusammenhang zum Wuchsgeschehen bzw. zur Ausbildung der Jahrringbreite einschließlich ihrer interannuellen Variation stehen.

Seit einiger Zeit liefern verschiedene Verfahren der Fernerkundung eine Fülle von Daten zur Beschreibung des Zustands und der Veränderungen in der Vegetationsschicht. Dies umfasst unter anderem mit optischen Sensoren registrierte Informationen über die von der Erdoberfläche reflektierte Strahlung in unterschiedlichen Frequenzbereichen, die die photosynthetische Aktivität der Vegetation widerspiegelt. Durch die Kombination verschiedener Frequenzbereiche lassen sich Indizes bilden, die als Maß für die Vegetationsdichte bzw. die Dichte des Chlorophylls, das sichtbares Licht (besonders im roten Frequenzbereich) absorbiert, herangezogen werden. Dazu gehört der *Normalized Difference Vegetation Index* (NDVI) nach TUCKER (1979). Als relatives Maß mit  $0 \le NDVI \le 1$  gibt dieser Index das Verhältnis zwischen der reflektierten Strahlung im nahen Infrarot-Bereich (NIR) und dem reflektierten sichtbaren Licht (VIS) an. Je größer der NDVI, desto größer ist die "Frequenzlücke" zwischen dem durch die Pflanze für die Photosynthese absorbierten sichtbaren Licht und der Strahlung im nahen Infrarot. WANG et al. (2004)

haben für nordamerikanische Bedingungen gezeigt, dass der NDVI sich gut als Schätzer für die Produktivität von Wäldern eignet und seine Varianz über die Jahre ein hohes Maß an Gleichläufigkeit mit den Zuwachsschwankungen der untersuchten Bestände aufweist.

Auf der Basis der Beziehungen zwischen NDVI und Zuwachsschwankungen haben KÖRNER und FIMIARZ auf Versuchsflächen in Brandenburg die Beziehungen zwischen Zeitreihen der Jahrringbreite und NDVI-Daten untersucht (FIMIARZ 2015). Damit sollte die Basis geschaffen werden für eine intensivere Beschäftigung mit der möglichen Verbesserung bzw. regionalen Untersetzung von Schätzungen des Waldwachstums durch die Integration von Fernerkundungsdaten in die Modellierung. Der folgende Beitrag stellt die Grundlagen dieser Studie vor, erweitert die dort angewandten Methoden und beschreibt die dadurch erzielten Ergebnisse. Abschließend werden die Grenzen und die Perspektiven des gewählten Ansatzes auf Basis des NDVI diskutiert.

## Daten und Methoden

Die realen Zuwachsdaten als Informationsgrundlage für die folgenden Analysen wurden in zwei Revieren der Brandenburger Landeswald-Oberförsterei Chorin erhoben, deren Lage Abb. 1 zeigt. Es handelt sich um altershomogene Reinbestände der Baumart Kiefer, die in der Region wie im gesamten Bundesland ökonomisch wie vom Flächenanteil her mit Abstand am bedeutsamsten ist. In ausgewählten Teilflächen aufsteigenden Alters wurden drei temporäre Versuchsparzellen angelegt und ausgewertet. Auf Grund der abnehmenden Stammzahl je Hektar nimmt die Parzellengröße mit dem Alter zu. Die aus Vollaufnahmen des BHD und der Baumpositionen sowie stichprobenartigen Höhenmessungen (n = 20 je Parzelle) abgeleiteten Bestandesdaten enthält Tab. 1.





Tab. 1: Angaben zu den Forstorten und Beständen, in denen die Versuchsparzellen angelegt wurden (Stand: 01.01.2015)

Parzelle	Revier / Teilfläche	A [m²]	Alter	N/ha	d <sub>g</sub> (bhd) [cm]	h <sub>g</sub> (h) [m]	G [m²/ha]
Plot 1	Heegermühle 182 a2	300	44	2.633	13,6 (6,8-24,3)	15,1 (10,3-18,3)	38,1
Plot 2	Spechthausen 81 b3	400	69	975	21,6 (11,2-34,2)	21,1 (14,9-24,2)	35,6
Plot 3	Heegermühle 141 a2	500	98	380	28,1 (21,3-37,4)	22,7 (18,2-26,5)	23,5

Mit A = Fläche der Parzelle, N/ha = Stammzahl je Hektar,  $d_g$  = BHD des Grundflächenmittelstamms, bhd = BHD-Spanne (Parzelle),  $h_g$  = Wert der Bestandeshöhenkurve für den  $d_g$ , h = Höhenspanne (Parzelle) G = Grundfläche

Zur Rekonstruktion des vergangenen Wachstums wurden an 20 Bäumen je Parzelle je zwei Bohrkerne auf 1,3 m Höhe entnommen, aufbereitet und vermessen (FIMIARZ 2015). Nach dem Ansatz von BECK (2007) erfolgte außerdem eine Standardisierung der gemittelten synchronisierten Einzelzeitreihen je Baum auf den BHD ohne Rinde, um Durchmesserwerte für beliebige zurückliegende Jahre ableiten zu können (SCHRÖDER 2015). Auf dieser Basis wurden Zeitreihen der mittleren Jahrringbreite (JRB) sowie des Jahrringindex (JRI) je Baum gebildet. Die mittelwertstationären JRI-Zeitreihen bilden vor allem kurzfristige, jährliche Einflüsse auf das Wachstum ab, mittel- und langwellige Effekte dagegen werden nicht berücksichtigt. Neben der Gesamtheit der 20 untersuchten Bäume je Parzelle ("Gesamtbestand") wurden die Stichproben anhand des BHD in die Kollektive "herrschender Bestand" und "beherrschter Bestand" unterteilt, um durch getrennte Analysen mögliche Unterschiede in der Beziehung zum NDVI sichtbar machen zu können. Vor der Ableitung der mittleren Verläufe für diese drei Kollektive je Parzelle erfolgten eine Prüfung nach BECK (2007) auf mögliche untypische Wachstumsverläufe und der Ausschluss der entsprechenden Bäume aus der Mittelbildung. Die jahrringbezogenen Datenaufbereitungen und Analysen wurden mit dem Paket dplR (BUNN 2008; BUNN et al. 2015) in der Statistik-Software R (R CORE TEAM 2015) durchgeführt, die Erstellung baumbezogener JRI-Zeitreihen erfolgte mit dem Programm "TriCycle" (BREWER 2011).

Aus dem Spektrum der Fernerkundung wurden Informationen genutzt, die der NASA-Satellit Terra liefert. Die Daten werden durch den Sensor MODIS seit Februar 2000 aufgezeichnet und sind über die Web-Seiten der NASA als Produkt MOD13Q1 frei verfügbar. Der NDVI wird aus der Erfassung des nahen Infrarot-Bereichs (NIR) und der sichtbaren Strahlung hauptsächlich im roten Bereich (VIS), jeweils als Reflektion von der Erdoberfläche bzw. von der sie bedeckenden Vegetation, wie folgt berechnet (NASA 2016, Formel [1]):

$$NDVI = (NIR - VIS) / (NIR + VIS)$$
[1]

Der NDVI im Produkt MOD13Q1 steht in einer Auflösung von 250×250 m mit einem zeitlichen Abstand von 16 Tagen zur Verfügung. Pro Jahr lassen sich so in der Untersuchungsregion 23 Werte vom 01.01. bis zum 19.12. abgreifen. Ihre Positionierung im Jahr gibt der Kalendertag oder "day of year" (DOY) an. Die Daten stehen über das Internet (NASA 2016a) in Kacheln von 10×10 Grad (in Bezug auf eine 360-Grad-Abdeckung der Erdoberfläche) zum Download zur Verfügung. Um mit vollständigen Datensätzen pro Jahr arbeiten zu können, berücksichtigen die Auswertungen den Zeitraum 01.01.2001 bis 19.12.2014. Da je Ausgabedatum (DOY) eine Datei vorliegt, umfasst diese Zeit 14×23 = 322 Dateien für die Kachel "h18v03" (NASA 2016). In vorbereitenden Arbeitsschritten wurde aus den Dateien jeweils ein Bereich von  $68 \times 50$  Pixeln bzw.  $17 \times 12,5$  km = 231,5 km<sup>2</sup> im Gebiet der Versuchsparzellen herausgeschnitten. Die Verarbeitung der Originaldateien, der Zuschnitt auf das Untersuchungsgebiet und die Extraktion pixelbezogener Informationen erfolgten mit Hilfe der R-Pakete raster, rgdal, shapefiles und sp (BIVAND et al. 2015; HIJMANS 2015; PEBESMA und BIVAND 2015; STABLER 2013). Ein Beispiel für die resultierenden TIFF-Dateien, die pixelweise Informationen zum NDVI am entsprechenden Aufnahmezeitpunkt enthalten, zeigt Abb. 2. Die Lage der Versuchsparzellen (Plot 1 bis Plot 3, siehe Tab. 1) ist zusätzlich markiert. Ihnen wird der NDVI des individuellen 250×250 m Pixels zugeordnet, in dem sich die Koordinaten des jeweiligen Parzellenmittelpunktes befinden. Die theoretisch im Bereich zwischen -0,2 und +1 ("valid range" nach Angabe der NASA 2016a), in Gebieten mit Vegetation in der Regel zwischen 0



Abb. 2: Beispiel für die in den Analysen verwendeten Fernerkundungsdaten: georeferenzierte TIFF-Datei mit pixelweiser Information zum NDVI eines Aufnahmezeitpunktes im Juni 2001. Die NDVI-Werte sind in den MODIS-Dateien zur Vermeidung von Dezimalzahlen mit dem Faktor 10<sup>4</sup> multipliziert; die Legende deckt somit ein NDVI-Intervall zwischen 0,2 und 0,8 ab. und 1 schwankenden NDVI-Werte sind in den MODIS-Dateien wie in den folgenden Abbildungen zur Vermeidung von Dezimalzahlen mit dem Faktor 10<sup>4</sup> multipliziert (TUCKER 1979).

Der aus den Rohdaten erhaltene Verlauf des NDVI über die 23 DOY eines Jahres wurde vorbereitend jahresweise geprüft und von hauptsächlich durch meteorologische Störungen wie Wolken verursachten "Ausreißern" bereinigt. Als Ausreißer galten dabei NDVI-Werte im DOY-Bereich 49 bis 305, die kleiner als 70 % des Mittels aus Vor- und Nachwert waren. Sie wurden durch diesen Mittelwert ersetzt. Die Glättung umfasste ebenfalls die Korrektur zu hoher Werte am Anfang und Ende eines jeden Jahres. Abb. 3 stellt beispielhaft einen Ausschnitt der resultierenden NDVI-Zeitreihen dar, die in die Prüfung der Zusammenhänge zum Zuwachs eingingen.



*Abb. 3: Geglättete NDVI-Verläufe der Jahre 2001 bis 2005 für den Plot 2* 

Entsprechend dem Ziel der Untersuchung sollten aus dem Spektrum aller verfügbaren Daten zum NDVI diejenigen Aufnahmezeitpunkte identifiziert werden, die so straff wie möglich mit den Jahrringinformationen korreliert sind. Das umfasst neben jeder Einzelaufnahme auch die Mittelwerte über alle Folgen bzw. "Aggregate" von Aufnahmen mit beliebiger Länge und beliebiger Lage innerhalb des Jahres, bis hin zur denkbar längsten Folge aller DOY von 1 bis 353. Pro Jahr ergeben sich daraus insgesamt 231 mögliche Einzelwerte und Mittelwerte über längere Aggregate. Der "Suchraum" für NDVI-Zeitreihen mit maximaler Korrelation zum Zuwachs umfasst im Untersuchungszeitraum 2001-2014 alle Zeitfenster, die mindestens fünf und maximal 14 Jahre lang sind. Daraus resultieren 55 mögliche "Jahresfenster", von den zehn Fünfjahresperioden, die 2001 bis 2010 beginnen können, über die fünf Zehnjahresfenster, die 2001 bis 2005 beginnen können, bis zu den beiden 13-Jahres-Perioden und dem Gesamtzeitraum von 14 Jahren. Eine zusätzliche Variation in den Eingangsdaten entsteht dadurch, dass neben den NDVI der drei "Zentralpixel", in denen die Mittelpunkte der Plots 1 bis 3 liegen, auch jeweils die Mittelwerte über NDVI ging das Mittel aller analysierten Pixel, also aller drei Cluster, das so etwas wie einen "regionalty-pischen" NDVI-Verlauf abbildet, in die Berechnungen ein.

Je nach zeitlichem und geografischem Bezug ergeben sich somit 7×55×231 = 88.935 mögliche NDVI-Verläufe, die sich mit dem Wachstumsverlauf in Beziehung setzen lassen. Auf der Zuwachsebene wurde anstelle der von FIMIARZ (2015) betrachteten Jahrringbreite (JRB) der Jahrringindex (JRI) verwendet, der auf Grund seines stationären Mittelwertes und der relativen Überhöhung der Sensitivität im Vergleich zur JRB besser geeignet ist, die Jahr-zu-Jahr-Schwankungen des Zuwachses zu repräsentieren. Abb. 4 zeigt an den Proben von Plot 2 die Transformation der individuellen JRB-Verläufe in drei JRI-Zeitreihen für den herrschenden, den beherrschten und den Gesamtbestand.



Abb. 4: Transformation der Einzelbaumzeitreihen für die Jahrringbreite (a) zu Zeitreihen des mittleren Jahrringindex (b) am Beispiel der Bohrkernstichproben von Plot 2 (n = 20). Die farbigen Linien in (a) und (b) sind Einzelbaumverläufe, die schwarzen Kurven sind jeweils die arithmetischen Mittel. Diagramm (c) zeigt die mittleren Verläufe für alle Bäume ("Gesamt"), für den herrschenden ("h.Best.") und den beherrschten Bestand ("b.Best").

Durch die oben beschriebene Unterteilung der Bohrkernproben in herrschende (stärkere) und beherrschte (schwächere) Bäume ergeben sich je Plot drei Kollektive, insgesamt also neun JRI-Zeitreihen. Sie bilden die zweite Ebene der anschließenden Korrelationsanalysen und wurden allen 88.935 möglichen NDVI-Verläufen gegenübergestellt. Daraus folgen  $9 \times 88.935 = 800.415$  mögliche Korrelationskoeffizienten *r* nach PEARSON, die zusammen mit dem Signifikanzmaß *p* als Kriterium zur Beurteilung des Zusammenhangs zwischen NDVI und Zuwachs dienten. Die Analysen erfolgten mit Hilfe entsprechender Schleifen automatisiert in R und wurden in einer Ergebnisdatei im CSV-Format geordnet zusammengeführt. Diese Datei enthält zeilenweise die Korrelationskoeffizienten *r* mit den zugehörigen Irrtumswahrscheinlichkeiten *p*, den Beginn und das Ende der betrachteten NDVI-Zeiträume im Jahr (jeweils als DO-Y), die Anzahl der dadurch integrierten Satellitenaufnahmen, die für die Korrelationsanalyse gewählten Jahresfenster, den Pixelbezug des NDVI sowie die Kollektive, aus denen die betreffenden JRI-Zeitreihen stammen. Im Folgenden sind die wichtigsten aus diesen Informationen ableitbaren Aussagen zusammengestellt.

## Ergebnisse

Zwischen den Zeitreihen des Jahrringindex und des NDVI bestehen für die untersuchten Bestände zum Teil sehr enge und statistisch hochsignifikante Korrelationen. Die Straffheit des Zusammenhangs hängt vor allem von den Aufnahmezeitpunkten, aber auch von der Länge der NDVI-Zeitreihen ab, die in die Analysen eingingen. Die systematische Prüfung aller möglichen Kombinationen von Aufnahmezeitpunkten, Zeitreihenlängen und NDVI-Quellen ergab neben den erwarteten bzw. biologisch plausiblen positiven Korrelationen von NDVI und JRI auch statistisch signifikante negative Korrelationskoeffizienten ("KK"; Abb. 5a). Die Mehrzahl der Beziehungen zeigt jedoch eine auffällige Gleichläufigkeit zwischen beiden Parametern. Konzentriert man sich auf die positiven Korrelationen, dann sind die signifikanten Koeffizienten im Mittel umso geringer, je länger die untersuchten Zeitreihen sind (Abb. 5b). Die zeitliche Position der Intervalle, die kürzer als 14 Jahre sind, im Gesamtintervall 2001-2014 hat keinen Einfluss auf die mittlere Höhe der jeweils erreichten KK. es gibt also keine Periode innerhalb dieser Zeit, die sich besser als andere zur Modellierung des Zusammenhangs eignen würde.



Abb. 5: Verteilung der Korrelationskoeffizienten (KK) für die Beziehungen des NDVI zum Jahrringindex für alle Plots nach der Länge des zugrundeliegenden Jahresintervalls (a). Die Punkte in den boxes markieren wie in den folgenden Abbildungen den arithmetischen Mittelwert. Rechts (b): Verteilung der signifikanten positiven KK.

Mit Blick auf den möglichen Nutzen des NDVI zur Modellierung der Jahrringindizes ist zu fragen, ob (a) die Zusammenhänge abhängig von der sozialen Stellung der Bäume sind und (b) welche Methode bzw. Quelle genutzt werden sollte, um NDVI-Zeitreihen zu generieren. Herrschende Bäume bilden in ihren interannuellen Zuwachsschwankungen das Witterungssignal in der Regel deutlicher ab als beherrschte Individuen, deren Reaktionen auf die Umwelt durch Konkurrenzeinflüsse überprägt sein können (SCHRÖDER 2015). Der Vergleich der mittleren JRI-Zeitreihen für die einzelnen Plots hat jedoch bereits angedeutet, dass sich die Witterungsreaktionen der Teilkollektive kaum unterscheiden (Abb. 4c). Auch in den Analysen der Korrelationen zwischen NDVI und JRI sind keine Unterschiede zwischen der Abbildungsqualität für herrschende, beherrschte oder alle Bäume je Plot feststellbar (Abb. 6a).

Zur Frage (b) ist aus Abb. 6b ersichtlich, dass die Auswahl der Pixel, aus denen die NDVI für die Plots ausgelesen werden, offenbar für die maximal zu erreichenden KK bedeutsam ist. Nutzt man jeweils nur die Information aus dem einen Pixel, in dem sich die Plotmittelpunkte befinden ("...-1"), so ergeben sich – wenn man als Eingangszeitreihen nur diejenigen mit 14 Jahren Länge heranzieht – für Plot 1 und Plot

3 deutlich niedrigere KK, als bei Verwendung der gemittelten NDVI aus den 3×3-Pixel-Gruppen ("...-9"). Auch die vergleichsweise geringen Zahlen signifikant positiver KK in den Gruppen P1-1 und P3-1 für die beispielhaft gewählten 14 Jahre langen Zeitreihen deuten auf eine schwächere Beziehung zwischen dem NDVI der Einzelpixel und dem JRI der Plots 1 und 3 hin. Zeitreihen mit dem Durchschnitt aller Cluster ("Mittel" in Abb. 6b) erbringen für alle Plots und Kollektive signifikant positive KK, dies gilt allerdings nicht, wenn die Eingangsdaten das gesamte 14-Jahres-Intervall abdecken. Mittlere NDVI über alle 3×9 Pixel sind über das Gesamtintervall nur mit den JRI der drei Kollektive von Plot 2 sowie mit den JRI der herrschenden Bäume von Plot 3 signifikant korreliert.



Abb. 6: Verteilung der Korrelationskoeffizienten (KK) für die Beziehungen des NDVI zum Jahrringindex für alle Plots nach der Länge des zugrundeliegenden Jahresintervalls (a), "dom" = herrschende, "spp" = beherrschte und "all" = alle Bäume eines Plots, "P1"-"P3" = Plot 1 - Plot 3. Rechts (b): Verteilung der signifikanten positiven KK (spKK), oben angegeben ("n") ist die Anzahl der spKK in Bezug auf die zur Berechnung der NDVI-Daten verwendete Quelle.

Die KK unterscheiden sich nach den verwendeten JRI-Zeitreihen, den betrachteten Jahresfenstern, der Anzahl der aggregierten Aufnahmezeitpunkte und der Lage dieser Aggregate im Jahr bzw. dem DOY ihres Beginns. Bei Beschränkung auf Zeitreihen, die den gesamten Untersuchungszeitraum 2001-2014 abdecken, ergaben sich die straffsten Korrelationen für Aggregate mit Beginn am DOY 65 (entspricht dem Kalendertag 06.03.) sowie am DOY 255 (entspricht dem 12.09.; Abb. 7a). Für Anfangszeitpunkte, die nicht auf der Abszisse von Abb. 7a zu finden sind, waren keine signifikanten positiven KK zu ermitteln. Mit Blick auf die biologische Plausibilität konzentrierten sich die weiteren Auswertungen auf den DOY 65, der am Beginn der Vegetationsperiode liegt. Unter allen Aggregaten, die an diesem Tag beginnen, liegen diejenigen mit einer Länge von zwei bis sechs Aufnahmezeitpunkten auf einem hohen Niveau in der Abbildungsgüte des JRI. Innerhalb dieser Gruppe zeichnen sich Aggregate aus vier aufeinander folgenden Aufnahmen durch besonders hohe KK aus (Abb. 7b). Es handelt sich wegen der 16-Tages-Abstände der einzelnen Aufnahmen um den Zeitraum 06.03.-23.04., aus dem die mittleren NDVI jahresweise bestimmt werden.



Abb. 7: Verteilung der signifikanten positiven Korrelationskoeffizienten (spKK) für die Beziehungen des NDVI zum JRI für alle Plots nach dem Beginn des NDVI-Aufnahme-Intervalls (a). Rechts (b): Verteilung der spKK für die NDVI-Aggregate mit Beginn am DOY 65 nach der Anzahl der aggregierten Aufnahmen. Gelb hervorgehoben sind die Ausprägungen beider Parameter, die für die anschließende Modellbildung ausgewählt wurden.

Auf Basis der Korrelationsanalysen lässt sich ein einfaches lineares Modell zur Schätzung des JRI aus den besonders geeigneten NDVI-Aggregaten herleiten. Als unabhängige Variable geht das arithmetische Mittel der NDVI-Werte aus den Aufnahmen an den DOY 65 bis 113 (06.03. bis 23.04., s. o.) über alle 3×9 Pixel ein. Beispielhaft wird als Funktionswert bzw. abhängige Variable der JRI des herrschenden Bestandes auf Plot 2 gesetzt. Da die Aufnahmen im Jahr 2000 die Zeit ab DOY 49 umfassen, können auch die Daten dieses Jahres benutzt bzw. dargestellt werden. Abbildung 8 zeigt zum einen das Verhältnis der jährlichen JRI und der ausgewählten NDVI-Aggregate (Abb. 8a), zum anderen den Vergleich zwischen den realen und den mit dem beschriebenen Ansatz modellierten JRI-Werten (Abb. 8b). Anstelle des gewählten Beispiels lassen sich ähnlich überzeugende Diagramme auch mit einer Reihe anderer NDVI-Zeitreihen erzeugen.



Abb. 8: Vergleich zwischen JRI und NDVI für den herrschenden Bestand auf Plot 2 (a). Der NDVI repräsentiert das Mittel aus den Aufnahmen DOY 65 bis 113 über alle Plot-Cluster. Rechts (b): Modellierte und reale JRI-Werte 2000-2014 auf Grundlage der im Text beschriebenen Modellparameter.

Im Unterschied zu den Abb. 2 und 3 ist der NDVI in Abb. 8a in der rechnerisch korrekten Form gemäß Formel [1] zwischen -1 und 1 enthalten. Auf dieser Grundlage ergibt sich das lineare Modell für die Abbildung des JRI (JRI<sub>m</sub>) im ausgewählten Fall wie folgt (Formel [2]):

#### $JRI_m = 0,99071 + 2,9433 \times NDVI$

Das Modell mit den oben beschriebenen Parametern weist ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von  $R^2_{adj.} = 0,625$  auf, die Gleichläufigkeit zwischen den Zeitreihen des realen (d. h. aus den Jahrringmessungen abgeleiteten) JRI und den Modellwerten aus Formel [2] beträgt 0,8 bzw. 80 %. Der prozentuale Bias nach PRETZSCH (2001) ist mit 0,01 % praktisch zu vernachlässigen, die Präzision der Schätzung beträgt rund 34 %.

#### Diskussion

Der Planungs- beziehungsweise Simulationszeitraum von fünf Jahren stellt für die Mehrzahl der mit Einzelbaum-Wachstumsmodellen zu bearbeitenden Fragen eine hinreichende Grundlage dar (NAGEL et al. 2006). Trotzdem gibt es Anwendungsgebiete, für die die Zerlegung in kleinere Einheiten sinnvoll ist. So stehen zum Beispiel für den Vergleich realer Entwicklungen mit Simulationsdaten zum Teil nur Zeiträume zur Verfügung, die nicht vollständig in Fünf-Jahres-Schritten abgebildet werden können. Kürzere Zeitintervalle sind außerdem bei Studien denkbar, die die Wirkung von Durchforstungen oder Erntemaßnahmen untersuchen. Stehen die notwendigen Messdaten in jährlicher Auflösung zur Verfügung, dann kann bereits die Modellparametrisierung in Ein-Jahres-Schritten erfolgen, und die Algorithmen erlauben jahresbasierte Simulationen und Prognosen (KÖRNER 2016). Das für mitteleuropäische Verhältnisse wie auch in einer Regionalvariante für die Provinz Durango in Mexiko entwickelte Simulationsprogramm BWINPro wurde jedoch durchgängig auf Fünf-Jahres-Intervalle ausgelegt (VARGAS-LARRETA et al. 2010), was ebenfalls auf die für Brandenburg parametrisierte Version zutrifft. Es bedarf deshalb zusätzlicher Algorithmen und Eingangsgrößen, um die Schätzungen jährlich zu untersetzen. Nachdem der Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) im Rahmen eines EU-Projekts bereits für großflächige jahresbasierte Schätzungen der Biomasseproduktivität in Wäldern Nordostdeutschlands herangezogen wurde (SCHRÖDER et al. 2014), lag es nahe, seine Eignung auch für die Schätzung des Zuwachses in konkreten Waldbeständen zu prüfen.

[2]

Eines der Hauptanwendungsgebiete für den NDVI ist die Feststellung von Veränderungen ("*change detection*") in der Aktivität bzw. der Dichte der Vegetation (DIDAN et al. 2015). In mehreren Studien wurde deshalb auch seine Repräsentativität für den jährlich variierenden Holzzuwachs untersucht. WANG et al. (2004) sowie BUNN et. al (2013) haben die Beziehungen zwischen Jahrringbreiten und NDVI unter den Bedingungen des nordamerikanischen Mittleren Westens und für ein Stichprobennetz in Sibirien analysiert und ein hohes Maß an Übereinstimmung gefunden. Neben NDVI-Mittel- bzw. Summenwerten haben BUNN et. al (2013) auch mit Zeitreihen der maximalen Spätholzdichte (MXD) gearbeitet und in Hauptkomponentenanalysen eine starke Übereinstimmung von Baumwachstum und NDVI festgestellt. D'ARRIGO et al. (2000) setzten ebenfalls MXD-Zeitreihen ins Verhältnis zu NDVI-Zeitreihen, um zu prüfen, ob sich diese dendroökologische Größe als Indikator für die Produktivität borealer Wälder eignet. Auch hier zeigte sich ein hohes Maß an Übereinstimmung, das die Autoren auf die gemeinsame Korrelation mit Temperaturen in der Vegetationsperiode zurückführen.

Die drei temporären Versuchsflächen in verschieden alten Kiefernbeständen als Fallbeispiele und die generierten Eingangsdaten sind als repräsentativ für einen großen Teil der Bestände in Brandenburg anzusehen. Die Bohrkernproben wurden mit anerkannten Standardmethoden gewonnen und aufbereitet. Problematisch ist der geringe Stichprobenumfang bei der Unterteilung der Bäume in zwei Kollektive je Plot: Während der Parameter EPS ("*Expressed Population Signal*") bei Berücksichtigung jeweils aller Bäume auf allen Plots über 0,9 liegt, sinkt dieser Wert für die schwächeren bzw. beherrschten Bäume überall unter 0,8. Das liegt auch daran, dass im beherrschten Kollektiv auf Plot 1 und 3 je ein Baum, auf Plot 2 zwei Bäume wegen stark vom Mittel abweichender Wachstumsverläufe aus der Herleitung des mittleren JRI ausgeschlossen werden mussten, was den Stichprobenumfang in diesem Kollektiv weiter reduzierte. Ein EPS über 0,85 gilt nach WIGLEY (1984; s. SCHRÖDER 2015) als Indikator für eine verlässliche Ähnlichkeit zwischen dem Witterungssignal in der Stichprobe und dem des Gesamtbestands, bei einem EPS unter dieser Schwelle können Unterschiede in der Witterungsreaktion des Wachstums zwischen den abgeleiteten Zeitreihen des JRI für die drei Kollektive auf allen Plots, wie sie beispielhaft in Abb. 4c sichtbar ist, kann dieses Problem aber vernachlässigt werden.

Mit den genannten Einschränkungen hinsichtlich einer geringeren Einheitlichkeit im beherrschten Bestand bestehen die statistischen Beziehungen zwischen NDVI und mittlerem Jahrringindex auf den Untersuchungsflächen unabhängig von der sozialen Stellung der beprobten Bäume (Abb. 6a). Auch gegenüber der Herkunft bzw. der genauen Georeferenzierung der NDVI-Informationen erwiesen sich die Korrelationen als relativ robust: Obwohl sich die höchsten Koeffizienten jeweils dann ergeben, wenn man die "lokalen" NDVI-Zeitreihen verwendet, ermöglichen auch die mittleren Zeitreihen über alle ausgelesenen  $3 \times 9$  Pixel verlässliche bzw. statistisch hochsignifikante Schätzungen des JRI für alle Kollektive mit mittleren Korrelationskoeffizienten zwischen r = 0,65 und r = 0,70 (Abb. 9), wenn Zeiträume ab zehn Jahren betrachtet werden.



Abb. 9: Verteilung der signifikant positiven Koeffizienten für die Korrelation zwischen den JRI der verschiedenen Kollektive und dem mittleren NDVI über alle Plot-Cluster (3×9 Pixel) wenn Intervalle zwischen 10 und 14 Jahren Länge untersucht werden; "dom" = herrschende, "spp" = beherrschte und "all" = alle Bäume eines Plots, "P1"-"P3" = Plot 1 - Plot 3.

Das Beispiel für die Modellierung des JRI aus dem NDVI (Abb. 8b) zeichnet sich dadurch aus, dass die Extremwerte des JRI als Reaktion auf besondere Witterungskonstellationen gut abgebildet werden. Außerdem ist die Gleichläufigkeit zwischen realen Werten und Modell mit 80 % im Zeitraum 2000-2014 relativ hoch – nur in drei Jahren weichen die interannuellen Änderungen der beiden Zeitreihen im Vorzeichen voneinander ab. Auch dies deutet darauf hin, dass die NDVI-Daten in etwa auf dieselben

Schwankungen in der Witterung reagieren wie die Jahrringbreite als Produktivitätsindikator. Vor der Übertragung dieser Zusammenhänge auf andere Zuwachsgrößen (z. B. den Höhenzuwachs) sind jedoch weitere Untersuchungen notwendig.

Für die untersuchten Bestände im Analysezeitraum 2000-2014 sind die Beziehungen zwischen den Fernerkundungsdaten und den jährlichen Zuwachsschwankungen überraschend straff. Zur Prüfung ihrer Übertragbarkeit und als Weiterführung dieser Fallstudie sollten andere Baumarten wie die Rot-Buche als regional zweitwichtigste Art und sowie auch gemischte und strukturreichere Bestände untersucht werden. Neben den hier betrachteten mittleren Standortbedingungen könnten flankierende Analysen auch extreme Situationen wie sehr trockene oder sehr nährstoffreiche Verhältnisse einbeziehen. Der relativ kurze Untersuchungszeitraum war durch den Fokus auf Terra-MODIS-Daten vorgegeben. Längere Zeitreihen für den NDVI ließen sich jedoch durch die Nutzung anderer Quellen wie der NOAA-AVHRR-Datenreihe (D'ARRIGO et al. 2000; DIDAN et al. 2015), die mit einem identischen Berechnungsmodus (TU-CKER 1979) den Zeitraum seit 1981 abdeckt, erschließen. Dabei wäre aber zu beachten, dass die räumliche Auflösung dieser älteren Daten deutlich gröber ist.

Obwohl bei der Erstellung der 16-Tages-Komposite bereits die "besten" im Sinne von am wenigsten durch Störungen beeinflussten Pixel ausgewählt werden (DIDAN et al. 2015), könnten bei aufbauenden Untersuchungen auch die Qualitätsinformationen, die als Teil der MOD13Q1-Datensätze verfügbar sind, zum Filtern der NDVI-Werte benutzt werden (FIMIARZ 2015). Dies könnte das schematische Glätten ergänzen oder auch ersetzen, das in der vorliegenden Studie angewandt wurde (s. Abb. 3). Neben dem hier erprobten NDVI könnte man außerdem andere Indizes wie den *Enhanced Vegetation Index* (EVI; HUETE et al. 2002), die unter Einbeziehung zusätzlicher Wellenlängen die Produktivität auch in mehrschichtigen Vegetationsformen realitätsnäher abbilden sollen, auf ihre Eignung testen.

Ein Ziel der weiterführenden Analysen könnte es sein, in Zukunft in BWINPro wahlweise eine prozentuale Modifikation der Jahreswerte für bestimmte Zuwachsgrößen vornehmen lassen zu können. Im beschriebenen Beispiel würden die Modellwerte des Grundflächenzuwachses auf Plot 2 im Jahr 2004 11 % über und im Jahr 2006 22 % unter dem vom Modell geschätzten Mittel der Fünf-Jahres-Periode 2003-2007 liegen, da die geschätzten JRI um diese Anteile über bzw. unter dem JRI-Mittel von 1 (bzw. 100 %) liegen. Ins Programm ließe sich das dadurch implementieren, dass automatisierte Routinen auf Basis der geographischen Koordinaten der betreffenden Versuchsfläche aus einer zu erstellenden Datenbank regionale NDVI-Werte aus MODIS-Daten abgreifen, aus denen in Verbindung mit dem Modell nach Formel [2] Zuwachskorrekturfaktoren bestimmt und angewandt werden könnten. Perspektivisch lässt sich diese Einbindung von Umweltdaten auch dazu nutzen, längerfristige Änderungen in den Wachstumsbedingungen in Prognosen von Zuwachs und Ertrag berücksichtigen zu können, also auch die auf fünf Jahre bezogene Schätzung des Zuwachses zu modifizieren. Die Einbeziehung regionaler NDVI-Daten würde den bisher rein statistischen Simulator BWINPro um eine Komponente ergänzen, die biologische Prozesse hochkomprimiert in die Schätzung einbindet und den Modellcharakter dadurch in Richtung prozessorientierter Ansätze erweitert. Zur Erarbeitung der dafür notwendigen Grundlagen sind jedoch noch vielfältige aufbauende Untersuchungen erforderlich.

#### Literatur

- BECK, W. 2007. Finding best regression approach for description of climate-growth relationships by floating time spans of varying width. In: HANECA, K. et al. (eds.): TRACE, Vol. 5: Proceedings of the Dendrosymposium 2006 in Tervuren, Belgium: 44-53. FZJ Zentralbibliothek, Jülich
- BIVAND, R. S.; KEITT, T.; ROWLINGSON, B. 2015. rgdal: Bindings for the Geospatial Data Abstraction Library. R package version 1.1-3. https://cran.r-project.org/package=rgdal
- BREWER, P.; MURPHY, D.; JANSMA, E. 2011. TRiCYCLE: a universal conversion tool for digital tree-ring data. Tree-Ring Research 67 (2):135–144
- BUNN, A. G. 2008. A dendrochronology program library in R (dplR). Dendrochronologia 26: 115-124
- BUNN, A. G.; HUGHES, M. K.; KIRDYANOW, A. V.; LOSLEBEN, M.; SHISHOV, V. V.; BERNER, L. T.; OLCHEV, A.; VAGANOV, E. A. 2013. Comparing forest measurements from tree rings and a space-based index of vegetation activity in Siberia. Environmental Research Letters 8 (3): 035034 (8 S.)
- BUNN, A. G.; KORPELA, M.; BIONDI, F.; CAMPELO, F.; MÉRIAN, P.; QEADAN, F.; ZANG, C. 2015. dplR: Dendrochronology Program Library in R. R package version 1.6.2. https://cran.r-project.org/package=dplR

- D'ARRIGO, R. D.; MALMSTROM, C. M.; JACOBY, G. C.; LOS S. O.; BUNKER, D. E. 2000. Correlation between maximum latewood density of annual tree rings and NDVI based estimates of forest productivity. International Journal of Remote Sensing 21 (11): 2329–2336
- DIDAN, K.; BARRETO MUNOZ, A.; SOLANO, R.; HUETE, A. 2015. MODIS Vegetation Index User's Guide (MOD13 Series). Vegetation Index and Phenology Lab. The University of Arizona. Available at: http://vip.arizona.edu/ documents/MODIS/MODIS\_VI\_UsersGuide\_June\_2015\_C6.pdf (07.06.2016)
- FIMIARZ, M. 2015. Correlation between tree ring width and remote sensing MODIS NDVI data A study on example of Scots pine pure stands of three age classes in Eberswalde area 2000-2014. MSc. Thesis, Hochschule für nachhaltige Entwicklung Eberswalde, Fachbereich für Wald und Umwelt
- HIJMANS, R. J. 2015. raster: Geographic Data Analysis and Modeling. R package version 2.5-2. https://cran.Rproject.org/package=raster
- HUETE, A.; DIDAN, K.; MIURA, T.; RODRIGUEZ, E. P.; GAO, X.; FERREIRA, L. G. 2002. Overview of the radiometric and biophysical performance of the MODIS vegetation indices. Remote Sensing of Environment 83 (1): 195–213
- KÖRNER, M. 2016. Wachstumsmodell für die Karibische Kiefer (*Pinus caribaea* MORELET var. *hondurensis* [SÈNÈCLAU-ZE]) in der Dominikanischen Republik. Dissertation, TU Dresden, verfügbar unter http://nbnresolving.de/urn:nbn:de:bsz:14-qucosa-199341 (02.06.2016)
- MÜNDER, K. 2005. Konkurrenzuntersuchungen und Wachstumsmodellierung in Waldumbaubeständen des Mittleren Erzgebirges. Dissertation, TU Dresden, verfügbar unter http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:swb:14-1163431350882-40369 (02.06.2016)
- NAGEL, J.; DUDA, H.; HANSEN, J. 2006. Forest Simulator BWINPro7. Forst und Holz 61 (10): 427-429
- NASA 2016. Measuring vegetation (NDVI & EVI). Normalized Difference Vegetation Index (NDVI). http://earthobservatory.nasa.gov/Features/MeasuringVegetation/measuring\_vegetation\_2.php (27.05.2016)
- NASA 2016a. Vegetation Indices 16-Day L3 Global 250m. https://lpdaac.usgs.gov/dataset\_discovery/modis/modis\_products\_table/mod13q1 (01.06.2016)
- PEBESMA, E. J.; BIVAND, R. S. 2005. Classes and methods for spatial data in R. R News 5 (2), http://cran.rproject.org/doc/Rnews/ (02.06.2016)
- PRETZSCH, H. 2001. Modellierung des Waldwachstums. Paul Parey, Hamburg, Berlin
- PRETZSCH, H. 2002. Grundlagen des Waldwachstums. Paul Parey, Hamburg, Berlin
- R CORE TEAM 2015. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria
- SCHRÖDER, J.; LEHMANN, P.; LESSING, R.; KÖRNER, M. 2014. Zuwachsschätzung per Satellit? Potenziale fernerkundungsbasierter Biomassemodelle am Beispiel der Euroregion "POMERANIA". In: KOHNLE, U.; KLÄDTKE, J. (Hrsg.) 2014. Sektion Ertragskunde im DVFFA, Beiträge zur Jahrestagung in Lenzen: 46-56
- SCHRÖDER, J. 2015. Zum Einfluss der Witterung auf Wuchsverhalten und Vitalität der Trauben-Eiche (*Quercus petraea* [MATT.] LIEBL.). Eugen Ulmer, Stuttgart, Dresden (Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt, 34)
- STABLER, B. 2013. shapefiles: Read and Write ESRI Shapefiles. R package version 0.7. https://cran.r-project.org/package=shapefiles
- TUCKER, C. J. 1979. Red and photographic infrared linear combinations for monitoring vegetation. Remote Sensing of Environment 8 (2): 127-150
- VARGAS-LARRETA, B.; CORRAL-RIVAS, J.; AGUIRRE-CALDERÓN, Ó, NAGEL, J. 2010. Modelos de crecimiento de árbol individual: Aplicación del Simulador BWINPro7 [Modelle des Einzelbaumwachstums: Anwendung des Simulators BWINPro7]. Madera y Bosques 16 (4): 81-104
- WANG, J.; RICH, P. M.; PRICE, K. P.; KETTLE, W. D. 2004. Relations between NDVI and tree productivity in the central Great Plains. International Journal of Remote Sensing 25 (16): 3127–3138

## Bestandeseigene Schätzung des Ertragsniveaus anhand bestandesstruktureller Grössen

Jean-Philippe Schütz ETH Zürich

# Summary: Yield level estimation on stand level by means of stand structure indicators

We use a yield level definition aptly to be used for modelling any single stand, without knowledge of previous development, as relative deviation from the mean trajectory of the REINEKE stand density rule. The yield level influence stand characteristics estimations, e.g. standing volume, more than the classical height-age based site index. Thus estimating the yield level appears to be mandatory for stand modelling purposes. Considering the basal area as starting entry for a descriptive yield model, we present a way of separating influences of intrinsic carrying capacity from previous thinnings on basal area for estimating the yield level.

Key-words: maximal stand density, yield level, carrying capacity, stand density index

## Einleitung

Das Ertragsniveau wurde ursprünglich von ASSMANN (1954) definiert als Niveau des Verhältnisses Gesamtwuchsleistung zur mittleren Bestandeshöhe zur Charakterisierung des Leistungsvermögens zwischen und innerhalb von Baumartenwuchsmodellen. Die Gesamtwuchsleistung ist aber nur bei Wuchsreihen, deren Entwicklung von der Bestandesbegründung her ausgewiesen ist, bekannt, und somit ist dies kaum für die Modellierung der Wuchsentwicklung einzelner beliebiger Beständen anwendbar. Es drängt sich also eine andere praktisch brauchbare Art der Ermittlung des Ertragsniveaus auf. Das Ertragsniveau schlägt sich in unterschiedlichen Bestockungsgrössen nieder, insbesondere im Niveau der Grundfläche oder des Verhältnisses N:dg, der sogenannten REINEKE allometrischen Regel, und so kann es auch bestimmt werden, als Abweichungsverhältnis gegenüber des mittleren natürlichen N:dg Verlaufes beziehungsweise G:dg, was gleich bedeutend ist (FRANZ, 1965; SCHÜTZ und ZINGG, 2010).

Ausmass und Bedeutung des Ertragsniveaus lassen sich eindeutig nur an unberührten Beständen ausweisen. Abbildung 1 zeigt den Verlauf über das Alter von nie durchforsteten Fichtendauerversuchsflächen in der Schweiz. Es zeigen sich erhebliche Unterschiede von mindestens +/- 25 %. In bestimmten Fällen kann die maximale Grundfläche bis 107 m<sup>2</sup>/ha erreichen (BACHOFEN und ZINGG 2001). Es sind sogar erhebliche lokale Variationen nachzuweisen (SCHÜTZ, 1992), insbesondere in orographisch kontrastiertem Gelände. Tabelle 1 weist aus, dass die Wirkung von Ertragsniveau z.B. auf den Vorrat wesentlich wirksamer ist (um etwa das Doppelte) als die der Oberhöhenbonität, hier am Beispiel des Wuchsmodells SiWaWa. Dies ist insofern nicht erstaunlich, weil die Grundfläche zwei



Abbildung 1: Grundflächenverlauf nie durchforsteter Fichtenflächen in der Schweiz

von drei Dimensionen beinhaltet gegenüber nur einer für die Höhe. So scheint es wichtiger für die Bonitierung das Niveau der Grundfläche zu benützen als die Höhenbonität (SCHÜTZ 2010).

Im Grunde lassen sich zwei Komponenten des Leistungspotentials unterscheiden, eine horizontale (das Ertragsniveau) welche die Standraumausnützung kennzeichnet (SCHMIDT, 1973) und eine Vertikale (die Höhenbonität) welche das Aufrisspotential widergibt. Von den beiden ist das Ertragsniveau eindeutig

wirkungsvoller. Dies bestätigt die Vorstellung von BÉGIN (1992). Bei sonst gleicher Wuchsfaktorenkonstellation stellen sich unterschiedliche Stammzahlen ein, und so bleiben offensichtlich bei hohem Ertragsniveau mehr Bäume lebensfähig. Dies kann als Ausdruck von höherem Wettbewerbspotential interpretiert werden.

Tabelle 1: Wirkung der Oberhöhenbonität bzw. des Ertragsniveaus auf die Vorratsschätzung Auszug aus dem Wuchsmodell SiWaWa am Beispiel eines repräsentativen Bestandes Fichte Oberhöhenbonität 24 (im Alter 50) und normales Ertragsniveau (1.0). Angegeben ist in den vier links äusseren Kolonnen die Wirkung auf den Vorrat (Vs) einer Erhöhung von 20 % des Ertragsniveaus bzw. einer Erhöhung von 2 m Höhenbonität, absolut wie auch in Prozenten.

Alter	d <sub>g</sub>	N	h <sub>dom</sub>	G	G <sub>max</sub>	SDI	Vs	Vs	Vs	% Vs	% Vs
							_	N 1.2	BON 26	N 1.2	BON 26
	(cm)		(m)	(m <sup>2</sup> )	(m²)		(m <sup>3</sup> )	(m <sup>3</sup> )	(m <sup>3</sup> )	(%)	(%)
40	15.3	2024	19.9	37.5	52.3	0.72	342	406	391	15	14
50	20.1	1364	24.1	43.4	59.4	0.73	488	565	542	14	11
60	24.5	993	27.5	46.8	62.9	0.74	592	697	651	15	10
70	28.5	762	30.5	48.7	64.4	0.76	674	798	733	16	9
80	32.3	606	33.0	50.0	64.8	0.77	736	868	795	15	8
90	35.9	496	35.1	50.2	64.6	0.78	776	922	836	16	8
100	39.3	414	37.0	50.3	63.9	0.79	807	958	866	16	7
110	42.6	352	38.6	50.2	63.1	0.80	824	981	883	16	7
120	45.7	3034	40.1	49.9	62.0	0.80	840	996	895	16	6

Das Grundflächenniveau mehrmals behandelter Beständen lässt keinen klaren Schluss über das Ertragsniveau erkennen, weil die Grundfläche auch stark von der früheren Behandlungsgeschichte geprägt ist. Das Problem lässt sich nur lösen bei klarer Trennung dieser wichtigen Einflusskomponenten, einerseits das standortsbedingte Wuchspotential (Ertragsniveau) und andererseits die im Zuge der früheren Eingriffe entfernte Grundfläche (SCHÜTZ, 2008). Demnach ist auch der Bezug der Grundfläche als Mass für die relative Bestockungsdichte im Verhältnis zum durchschnittlichen Niveau der maximalen Grundfläche (z.B. nach REINEKE) um das Ertragsniveau verzerrt, gegenüber dem wahren Bestockungsgrad oder SDI (Stand density index). So ist es notwendig, zwischen einem mittleren Bestockungsgrad (im Wuchsmodell SiWaWa provisorische Bestockungsgrad genannt) und dem wirklichen SDI zu unterscheiden.

Für die Bestimmung des Ertragsniveaus sucht das Wuchsmodell SiWaWa den Grundflächenanteil, der von der früheren waldbaulichen Behandlung abhängig ist ( $\Delta G$ ), zu schätzen (SCHÜTZ und ZINGG, 2010) um das wirkliche (wahre) Ertragsniveau zu bekommen.  $\Delta G$  ist also der Grundflächenunterschied zum Mittelwert für die entsprechende d<sub>g</sub>. Dann ist das Ertragsniveau mit folgender Formel bestimmbar.

(1)  $EN = (\Delta G + G_{beobachtet})/G_{maxmittel}$ 

## Mass für die waldbauliche Vergangenheit

Eine nicht verzerrte Schätzung von ΔG kann nur aus Durchforstungsversuchsreihen mit Varianten unterschiedlicher Eingriffsgrade mit einer Kontrollvariante ohne Behandlung hergeleitet werden. Darüber hinaus soll eine unabhängige Grösse gefunden werden zur Charakterisierung der Behandlungsvergangenheit. Bei der Auswertung eines schweizerischen Durchforstungsversuches an der Douglasie mit variablen Eingriffsgraden im Laufe der Entwicklung, ist die nahezu Invarianz der herrschenden Bäume aufgefallen (SCHÜTZ et al. 2015). Die Stammzahlverteilung unterschiedlich stark behandelter Bestände stauen am rechten Verteilungsrand auf mehr oder weniger gleiche Werten (siehe Abb. 2). Offenbar wirkt die Durchforstung unterschiedlich auf die sozialen Baumklassen, und insbesondere gibt es in jeder Baumpopulationen Individuen, welche genügend eigene Wuchskraft (oder vitale Energie) besitzen, um selbst zu herrschen, auch in nicht berührten Flächen (Аммалл, 2004). Dieser Befund wurde als Ansatz für die Formulierung von kostengünstigen Eingriffsprogrammen, welche sehr differenziert je nach sozialer Stellung bzw. eigener Wuchsenergie eingreifen (sog. situative Auslesedurchforstungseingriffe; SCHÜTZ, 1999; AMMANN 2004) verwendet. Die Beobachtung, dass herrschende Bäume, vertreten durch z.B. den Oberdurchmesser (d<sub>dom</sub>) kaum differenziert sind je nach Eingriffstärke, ist nicht neu und wurde schon von PARDÉ (1981) zum ersten Mal erwähnt und später von PREUHSLER und SCHMIDT (1989) und UTSCHIG (2000) erhärtet.

Dieser Befund lässt sich in mehreren Auswertungen von Durchforstungsversuchsreihen bestätigen, zumindest in den ersten Jahrzehnten der Versuchstätigkeit. Beispielhaft für dies sind hierunten die Ergebnisse des Fichtendurchforstungsversuches Göggingen (Huss, 1998) im Alter 58 nach 7 Eingriffe dargestellt (Abb. 2).



Abbildung 2: Stammzahlverteilungen der verschiedenen Varianten des Fichtendurchforstungsversuches Göggingen (Schwaben) nach HUSS 1998, im Alter 58 (Aufnahme 2005) nach 7 Eingriffen. Als Mass für die Stärke der Eingriffe ist der jeweilige Bestockungsgrad (SDI) nach dem letzten Eingriff angegeben.

Selbstverständlich dürften nach langer kontinuierlicher Eingriffstätigkeit auch andere Faktoren auf die Durchmesserdifferenzierung wirken, wie z.B. die Veränderung der Kronendimensionen, insbesondere bei sehr starken Eingriffen. So beträgt im Versuch Breitenacker im Alter 80 die relative Kronenlänge 58 % bei der sehr starken Variante und 38 % bei der schwachen. Dies zeigt Abb.3 am Beispiel des Fichten-Durchforstungsversuches Breitenacker im Lehrwald der ETH, in welchem die herrschenden Bäume im Alter 58 noch ähnliche Dimensionen aufweisen, dahingegen lassen sich im Alter 78 doch Unterschiede feststellen. Zu bemerken ist, dass die sehr starke Variante dieses Versuches bei weitem über praxisübliche Eingriffe hinausgeht.



Abbildung 3: Stammzahlverteilungen im Fichten-Durchforstungsversuch Breitenacker (Lehrwald der ETH Zürich)

Im Alter 58 (links) und 80 (rechts). Der Versuch, nach einer Versuchsplanung von Leibundgut, startete 1949 (im Alter von 41) und inszenierte eine sehr starke Auslesedurchforstung nach Schweizer Art (SDI im Alter 55: 0.52) gegenüber einer schwachen (SDI 0.88) und einer praxisüblichen (normale Auslese-Durchforstung SDI 0.67). Der Unterschied lag in der Entfernung von jeweils mehr (waldbaulich zumutbare) Konkurrenten bzw. waldbaulich zumutbares Stehenlassen von Konkurrenten. (siehe VANOMSEN 2006) So wurde der Indikator  $d_{dom}$ - $d_g$  für die Charakterisierung der Durchforstungsvergangenheit beziehungsweise in seiner relativen Grösse als  $(d_{dom}-d_g)/d_g$  empfohlen (SCHÜTZ et al. 2015).

#### Schätzwert für das Ertragsniveau

Die Verlässlichkeit des Indikators der relativen Differenz zwischen Oberdurchmesser und mittlerem quadratischen Durchmesser lässt sich auf Abb. 4 darstellen an Hand von vier Föhren-Durchforstungsreihen der Versuchsanstalt Baden Württemberg (Abb. 4). Das Bestimmtheitsmass R<sup>2</sup> von 0.50 darf als annehmbar betrachtet werden.



Abbildung 4: Zusammenhang zwischen dem Grundflächenanteil der früheren Behandlung  $\Delta G$  und dem Indikator für die Durchmesserdifferenzierung ( $d_{dom}$ - $d_g$ )/ $d_g$  der Durchforstungsversuchreihen 156, 157, 158, 161 des FVA Baden-Württemberg

Die Schätzung von  $\Delta G$  auf Grund von zwei unabhängigen Variablen, einerseits der mittlere SDI (oder provisorische SDI =  $G_{beobachtet}/G_{maxmittel}$  nach REINEKE) und andererseits  $(d_{dom}-d_g)/d_g$  mit linearer zweifachen Regressionen ergibt durchaus annehmbare Ergebnisse mit Bestimmtheitsmassen (R<sup>2</sup>) von 0.71 für Fichte (N = 69); 0.76 für Buche (N = 336); 0.89 für Esche (N = 63); 0.86 für Föhre (N= 133) und 0.82 für Douglasie (N = 170). Der Beitrag beider Variablen ist in jedem Fall hochsignifikant gesichert. Mit zwei Variablen erreicht man ähnliche Schätzungsgüte wie BERGEL (1985) mit vier Bestandesvariablen. Der vorgeschlagene Indikator für die waldbauliche Vergangenheit lässt sich somit rechtfertigen. Immerhin ergibt das Vorgehen auf Grund einschlägiger Bestandesindikatoren wesentlich bessere Ergebnisse als die Bestimmung des Ertragsniveaus auf Grund standörtlicher Variablen (BÉGIN, 1992, BÉGIN und SCHÜTZ, 1994, SCHÜTZ und BADOUX, 1979), abgesehen schon von der technischen Schwerfälligkeit solcher Methoden.

## Schlussfolgerungen

Die Bedeutung und das Ausmass der Variation des Grundflächenniveaus schlägt sich derart auf die Bestockungseigenschaften auf, dass die möglichst objektive Schätzung des Grundflächenniveaus unerlässlich ist in Wuchsmodellen, welche die Vorratsverältnisse möglichst genau nachzuahmen anstreben. Der vorgeschlagene Indikator für die waldbauliche Vergangenheit stellt einen praxistauglichen Weg dar.

## Literaturverzeichnis

- AMMANN, P.L.: Untersuchung der natürlichen Entwicklungsdynamik in Jungwaldbeständen Biologische Rationalisierung der waldbaulichen Produktion bei Fichte, Esche, Bergahorn und Buche. Diss. ETH Nr. 15761, Zürich, 343 S. 2004
- ASSMANN, E.: Grundflächenhaltung und Zuwachsleistung Bayerischer Fichten-Durchforstungsreihen, Forstwiss. Cbl. 73 (9/10): 257-271. 1954
- BACHOFEN, H., ZINGG, A.: Effectiveness of structure improvement thinning on stand structure in subalpine Norway spruce (Picea abies (L.) Karst.) stands. For. Ecol. Manage. 145: 137–149. 2001

- BEGIN, J., Productivité du Douglas vert (Pseudotsuga menziesii [Mirb.] Franco var. menziesii Franco) en relation avec des caractéristiques stationnelles. Mitt. Eidg. ForschungsAnst. Für Wald Schnee und Landschaft 67 (2): 1-313. 1992
- BÉGIN, J., SCHÜTZ J.P.: Estimation of total yield of Douglas fir by means of incomplete growth series, Ann. Sci. For. 51(4): 345-355. 1994
- BERGEL, D.: Schätzverfahren zur Bestimmung des Ertragsniveaus von Fichtenbeständen. Cbl. Gesamt. Forstwes. 102 (2): 86-96. 1985
- FRANZ, F.: Ermittlung von Schätzwerten der natürlichen Grundfläche mit Hilfe ertragskundlicher Bestimmungsgrössen des verbleibenden Bestandes. Forstwiss. Cbl. 84: 357–386. 1965
- Huss, J.: Der Fichten-Durchforstungsversuch Göggingen. Eisschäden an Fichten in einem Durchforstungsversuch. Allgemeine Forst Zeitschrift Der Wald, 53 (8): 430 -432, 1998
- KENNEL, R.: Die Bestimmung des Ertragsniveaus bei der Buche, Forstwiss. Cbl. 92: 226-234. 1973
- PARDE, J. : De 1882 à 1976/80 les places d'expérience de sylviculture du hêtre en forêt domaniale de Haye. Rev. For. Fr. 33:41–64, 1981
- REINEKE, LH.: Perfecting a stand density index for even-aged forests. J. Agric. R. 46 (7): 627-638. 1933
- PRETZSCH, H.: Die Regeln von Reineke, Yoda und das Gesetz der räumlichen Allometrie. In: Jahrestagung 2000, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten; Sektion Ertragskunde: 17-31. 2000
- PRETZSCH, H., BIBER, P : A re-evaluation of Reineke's rule and stand density index, Forest Science, 51(4): 304-320, 2005
- PREUHSLER, T., SCHMIDT, R.: Beobachtungen auf einem spät durchforsteten Fichten-Versuch. Forstwiss. Cbl. 108: 271–288, 1989
- SCHMIDT, A.: Ertragsniveau und Standort, dargestellt am Beispiel der Kiefer, Forstwiss. Cbl. 92: 268-274, 1973
- SCHÜTZ, J.P., BADOUX, E.: Production de jeunes peuplements de chênes en relation avec la station, Mitt. Eidg. Anst. forstl. Verswes. 2 (1): 5-141. 1979
- SCHÜTZ, J.P.: Ueberlegungen zum Problem des Ertragsniveaus, seine Bedeutung und praktische Erfassung. In: Jahrestagung 1992, Grillenburg, 1. – 3. Juni 1992, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten; Sektion Ertragskunde: 1-14. 1992
- SCHÜTZ, J.P.: Opportunities and strategies of biorationalisation of forest tending within nature-based management. Studia Forestalia Slovenica 126: 39–46, 2006
- SCHÜTZ, J.P., ZINGG, A., : Improving estimations of maximal stand density by combining Reineke's size-density rule and the yield level, using the example of spruce (Picea abies (L.) Karst.) and European Beech (Fagus sylvatica L.). Ann. For. Sci. 67: 507-518, 2010
- SCHÜTZ, J.P., AMMAN, P.L., ZINGG, A.: Optimising the yield of Douglas-fir with an appropriate thinning regime. Europ. J. For. Res. 134 (3): 460-480, 2015
- UTSCHIG, H.: Wachstum vorherrschender Buchen in Abhängigkeit von Standort und Behandlung. Forst und Holz 55 (2): 44-50, 2000
- VANOMSEN, P.: Der Einfluss der Durchforstung auf die Verankerung der Fichte hinsichtlich ihrer Sturmresistenz. PhD thesis, ETH no. 16532, 2006

## Pflanzverfahren und Baumstabilität: gibt es einen Zusammenhang?

Thomas Ledermann Institut für Waldwachstum und Waldbau Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft (BFW), Wien

#### Einleitung

Für die künstliche Begründung von Forstkulturen werden verschiedene Pflanzverfahren zur Anwendung gebracht. Dabei stellt sich oftmals die Frage, welche Auswirkungen das gewählte Pflanzverfahren auf die Wurzelentwicklung der gesetzten Pflanzen hat. Die Frage nach Wurzelbeschädigungen im Zusammenhang mit künstlicher Bestandesbegründung war bereits sehr früh Thema von forstwissenschaftlichen Abhandlungen. So schrieb zum Beispiel HARTIG (1882) in seinem Lehrbuch der Baumkrankheiten:

"Wurzelbeschädigungen, welche theils durch Thiere z.B. Mäuse, am meisten aber durch den Menschen beim Culturbetriebe ausgeführt werden, sind stets nachtheilig für die Pflanzen. Es muss desshalb sowohl während des Aushebens, als auch beim Transport und beim Einpflanzen der Erhaltung der Wurzeln die grösste Sorgfalt gewidmet werden."

Untersuchungen aus Deutschland haben gezeigt, dass Wurzeldeformationen bei gepflanzten Bäumen signifikant häufiger vorkommen als bei Bäumen die aus Saat oder Naturverjüngung hervorgegangen sind (NÖRR und BAUMER, 2002). Vor allem bei der Winkelpflanzung ist durch das seitliche "Einschwingen" der Wurzeln mit einer Verkrümmung der Hauptwurzel zu rechnen (Abb. 1). Bei Container- und Hohlspatenpflanzungen geht man jedoch davon aus, dass derartige Wurzeldeformationen seltener vorkommen.

Die Frage, inwieweit die einzelnen Verfahren zu einer unterschiedlichen Bodenverankerung führen, ist bisher im Wesentlichen durch Wurzelgrabungen bzw. Freilegen der Wurzel durch Spülung untersucht worden. Aus diesen Wurzelanalysen wurden dann Rückschlüsse auf die Stabilität der Bäume gegenüber Sturm und Schnee gezogen. Diese ausschließlich qualitativen Beurteilungen konnten jedoch weder praktisch überprüft noch wissenschaftlich untersucht werden. Quanti-



Abbildung 1: 5-jährige Fichtenpflanze mit ausgeprägter Wurzeldeformation infolge Winkelpflanzung. (Foto: W. Ruhm, BFW)

tative Untersuchungen, bei denen Pflanzen ausgerissen oder umgezogen werden, beschränken sich entweder auf kleinere Bäume (SCHERMER, 2002), auf Bäume im städtischen Bereich (SANI et al., 2012; SZORADOVA et al., 2013), oder sie analysieren die Standfestigkeit im Hinblick auf allgemeine Baummerk-male (BRÜCHERT et al., 2000; PELTOLA et al., 2000; FOETZKI et al., 2004) und Stammfäule (STEYRER und TOMICZEK, 1998). Umziehversuche zur Beurteilung unterschiedlicher Pflanzmethoden finden sich kaum in der Literatur. Ziel des gegenständlichen Projekts war es daher, Bäume, die vor 20 Jahren mittels Container-, Winkel- und Hohlspatenpflanzung gesetzt wurden, mit einer Seilwinde umzuziehen und die drei Pflanzverfahren hinsichtlich der Bodenverankerung zu vergleichen.

# Standort und Bestand

Im Jahr 1995 wurde vom Forstamt Ottenstein der Windhag Stipendienstiftung für NÖ auf einer ehemals landwirtschaftlich genutzten Fläche ein Pflanzversuch angelegt, bei dem insgesamt 1344 Fichtenpflanzen (*Picea abies* [L] Karst.) mit unterschiedlichen Pflanzverfahren (Winkelpflanzung, Hohlspatenpflanzung, Containerpflanzung) in einem Verband von 2.6 x 1.5 m gesetzt wurden. Bei den Containerpflanzen handelte es sich um Pflanzen der Firma LIECO, die Anfang der 1990er Jahre im Container L15 produziert wurden. Dieses Containersystem war damals Stand der Technik. Für die Hohlspaten- und Winkelpflanzung wurden wurzelnackte Pflanzen der Sortierung 25/50 verwendet, weil deren Größe am besten mit der Größe der Containerpflanzen übereinstimmte. Die wurzelnackten Pflanzen stammen von einer lokalen Herkunft aus Ottenstein und wurden im Forstgarten des Landes Niederösterreich

(NÖ) herangezogen. Die Containerpflanzen sind zwar nicht vom gleichen Saatgut wie die wurzelnackten Pflanzen, stammen aber zumindest aus demselben Wuchsgebiet.

Ursprüngliches Ziel dieses Versuchs war es, den Einfluss des Pflanzverfahrens auf den Anwuchserfolg und den weiteren Wachstumsverlauf von Fichtenpflanzen zu untersuchen. Aufgrund der mehrfachen Wiederholung und genauen Dokumentation der verwendeten Pflanzverfahren konnte nun anhand dieses Versuchs auch die Frage der Standfestigkeit bzw. Bodenverankerung von Bäumen untersucht werden. Der Pflanzversuch liegt auf einer Seehöhe von ca. 540 m. Das Grundgestein bildet Rastenberger Granit auf dem sich eine Braunerde entwickelt hat; die Bodenart ist sandiger Lehm. Der mittlere Jahresniederschlag liegt bei rund 705 mm, etwa 343 mm entfallen auf die Vegetationszeit. Die Jahresmitteltemperatur liegt bei 6.5°C.

Die Pflanzen sind in Reihen mit einem Abstand von 2.6 m angeordnet wobei jeweils vier Reihen zum gleichen Pflanzverfahren zusammengefasst sind. Die unterschiedlichen Pflanzverfahren verteilen sich daher in Blöcken zu je vier Pflanzreihen über die gesamte Fläche von rund 0.52 ha. Um einen Überblick über die aktuelle Bestandessituation zu erhalten, wurde der Versuchsbestand im Frühjahr 2015 vollständig gemessen. Dabei stellte sich heraus, dass von den ursprünglich 1344 gesetzten Pflanzen nur noch 960 vorhanden waren. Ein Großteil der fehlenden Pflanzen war im Zuge von Christbaumnutzungen durch den Forstbetrieb entnommen worden; der Rest war später im Rahmen eines kombinierten Grünastungs-Freistellungsversuchs entfernt worden. Die Grundfläche lag bei rund 41 m<sup>2</sup>/ha, die Stammzahl/ha bei etwa 1800 und die mittlere Höhe betrug 12.1 m. Abbildung 2 zeigt eine Stammverteilungskarte sowie die Verteilung der unterschiedlichen Pflanzverfahren.



Abbildung 2: Verteilung der Versuchsbäume im Bestand.

## Versuchsanordnung

Mit einer Traktoranbauwinde wurden in diesem Bestand 59 Fichten umgezogen. Die Auswahl der Probebäume ergab sich durch die Anlage der Rückegassen (Abb. 2). Diese Vorgehensweise wurde gewählt, um den Bestand für weitere Versuchszwecke erhalten zu können. Da die Äste der Versuchsbäume aufgrund des bereits eingetretenen Kronenschlusses in den Kronenbereich ihrer Nachbarbäume hineinragten, wurden alle Bäume, die umzuziehen waren, aufgeastet und in einer Höhe von ca. 3 m "geköpft". Dadurch wurden mögliche Einflüsse von Nachbarbäumen auf die Kraftmessung ausgeschaltet. Von den Versuchsbäumen wurden der Stockdurchmesser (25 cm über dem Boden), der Durchmesser in Brusthöhe (BHD) und der Durchmesser an der Seilanhängestelle gemessen. Die Höhe an der Seilanhängestelle (h) entsprach dem 10-fachen BHD. An dieser Stelle wurde mit Hilfe einer Kette eine Umlenkrolle montiert, über die das Zugseil zu einer elektronischen Zugwaage und dann zurück zur Seilwinde geführt wurde. Die Seilneigung  $\beta$  wurde von der Anhängestelle am Baum zur Seilbefestigung an der Seilwinde gemessen. Ein Schema der Versuchsanordnung zeigt Abbildung 3.

# Messung der Widerstandskraft und Bestimmung der Bodenverankerung

Beim Umziehen der Versuchsbäume wurde die Seilspannung von der Zugwaage kontinuierlich gemessen und über Funk auf ein Display übertragen. Da die Messanlage nicht mit einer automatischen Datenregistrierung ausgestattet war, wurde der am Display angezeigte Zugkraftverlauf mittels Videoaufzeichnung festgehalten. Anschließend wurde durch Nachbearbeitung der Daten für jeden Baum der maximale Messwert ( $\vec{Z}_{max}$ ) ermittelt und einer weiteren Analyse zugeführt. Als Zielgröße für den Vergleich von Container-, Winkel- und Hohlspatenpflanzung wurde die Verankerung der Bäume im Boden herangezogen. Die Bodenverankerung wurde in Anlehnung an Rust und Sucker (2014) über das am Stamm wirkende Drehmoment  $M_A$  bestimmt. Dazu wurde die maximale Zugkraft ( $\vec{Z}_{max}$ ) mit Hilfe der Seilneigung  $\beta$  entsprechend dem Kräfteparallelogramm in eine Horizontalkomponente ( $\vec{N}$ ) und eine Vertikalkomponente ( $\vec{G}$ ) zerlegt (Abb. 3). Anschließend wurde die Normalkraft  $\vec{N}$  verdoppelt, da in dem verwendeten Seilsystem eine bewegliche Umlenkrolle eingesetzt wurde (siehe Abb. 3). Die doppelte Normalkraft multipliziert mit der Erdbeschleunigung von 9.81 m/s<sup>2</sup> und der Höhe der Seilbefestigung (h) ergibt das an der Anhängestelle wirkende Drehmoment  $M_A$ .



Abbildung 3: Schematische Darstellung der Versuchsanordnung sowie Kräfte an der Anhängestelle und Berechnung des daraus resultierenden Drehmoments M<sub>A</sub>.

# Datenanalyse

Von den 59 umgezogenen Fichten wurden 54 in die weiteren Analysen einbezogen. Vier Bäume wurden aus den Analysen ausgeschlossen weil es sich bei ihnen um Randbäume handelte, und als solche nicht mit gleicher Anzahl in den drei zu untersuchenden Gruppen (Pflanzverfahren) vertreten waren; ein Baum wurde ausgeschlossen, da er beim Umziehen seines Nachbarn stark gelockert und sein Messwert daher als nicht aussagekräftig erachtet wurde. Bei zwei Bäumen kam es zu einem Stammbruch in einer Höhe von ca. 50 cm. Diese beiden Bäume waren mit ihren Wurzeln scheinbar so gut verankert, dass nicht das Wurzelsystem sondern der Stamm versagte. Sie wurden deshalb in die weiteren Analysen einbezogen.

Ziel dieses Projekts war es, Container-, Winkel- und Hohlspatenpflanzung im Hinblick auf die Verankerung der Wurzeln im Boden zu vergleichen. Konkret sollte die Frage untersucht werden, ob es zu einer verfahrensbedingten Beeinträchtigung (Deformation) der Wurzeln kommt, die in weiterer Folge einen Einfluss auf die Bodenverankerung der Bäume hat. Allerdings haben dickere Bäume auch einen größeren Wurzelstock, weshalb sie in der Regel eine bessere Bodenverankerung aufweisen. Ein bloßer Effekt der Baumdimension war jedoch nicht von vorrangigem Interesse. Von HACKER und JOHANN (1995) war aber bekannt, dass die drei Pflanzverfahren durch ihren unterschiedlichen Anwuchserfolg zu unterschiedlichen Baumdimensionen führten. Deswegen wurde die statistische Auswertung mit Hilfe einer Kovarianzanalyse (ANCOVA) durchgeführt. Die ANCOVA erlaubt es, den Effekt der Baumdimension zu isolieren und nur die darüber hinausgehenden Effekte zu analysieren. Voraussetzung für die Anwendung der ANCOVA ist die Varianzhomogenität der Zielvariablen. Allerdings zeigte eine erste Analyse, dass die Varianz des Drehmoments innerhalb der Gruppe der Containerpflanzen deutlich größer ist als in den beiden anderen Gruppen (Tab. 1), und dass sie mit steigendem Stockdurchmesser ebenfalls zunimmt (Abb. 4, links). Aus diesem Grund wurde das maximale Drehmoment logarithmiert, was zu einer wesentlich homogeneren Varianz führte (Abb. 4, rechts). Die transformierte Zielvariable wurde anschließend weiteren statistischen Analysen unterzogen. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die wichtigsten Parameter der 54 Versuchsbäume.

Zusätzlich zu den Zugkraftmessungen wurden die Wurzelteller aller umgezogenen Versuchsbäumen fotografiert und die Bilder verschiedenen Experten vorgelegt. Anhand der Bilder sollten sie versuchen, das Pflanzverfahren zu erkennen, mit dem der jeweilige Baum gesetzt wurde. Die Erwartung war, dass aufgrund der bei Winkelpflanzung vermuteten Wurzeldeformationen speziell dieses Pflanzverfahren erkannt wird.

Parameter	Verfahren	n	<b>Mittel wert</b>	Median	Min.	Max.	Std.
	Container	19	17.0	16.5	12.8	23.9	2.86
BHD [cm]	Hohlspaten	16	16.4	16.7	12.0	22.0	2.69
	Winkelpflanzung	19	15.6	16.1	10.0	19.4	2.65
	Container	19	20.6	21.2	14.7	27.2	3.51
Stock [cm]	Hohlspaten	16	19.9	20.0	14.1	27.3	3.34
	Winkelpflanzung	19	19.5	19.1	12.4	26.5	3.72
	Container	19	18.1	15.7	7.3	43.4	9.55
Drehmoment [KNm]	Hohlspaten	16	14.8	14.7	5.6	26.8	6.09
	Winkelpflanzung	19	13.2	12.3	3.8	24.8	5.50
	Container	19	2.78	2.75	2.0	3.8	0.48
LN(Drehmoment)	Hohlspaten	16	2.61	2.68	1.7	3.3	0.45
	Winkelpflanzung	19	2.49	2.51	1.3	3.2	0.46

Tabelle 1: Übersicht über die wichtigsten Parameter der 54 Analysebäume



Abbildung 4: Untransformierte und transformierte Zielvariable dargestellt über dem Stockdurchmesser.

## Ergebnisse

Die Ergebnisse der Kovarianzanalyse sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Den Erwartungen entsprechend hat der Stockdurchmesser einen höchst signifikanten Einfluss auf das logarithmierte Drehmoment. Darüber hinaus konnte aber auch ein Einfluss des Pflanzverfahrens mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha$  = 0.05 nachgewiesen werden. In Summe ließen sich durch den Stockdurchmesser und das Pflanzverfahren 84 % der Gesamtstreuung erklären.

Tabelle 2: Ergebnisse der Kovarianzanalyse (ANCOVA)

Varianzursache	SQ	FG	MQ	F	Prob > F
Stockdurchmesser	9.23996376	1	9.23996376	242.54	< 0.0001
Pflanzverfahren	0.24647978	2	0.12323989	3.23	0.0477
Rest	1.90482749	50	0.03809655		

Nachdem sich in der ANCOVA der Einfluss des Pflanzverfahrens als gesichert herausgestellt hat, wurden die adjustierten Mittelwerte der drei Pflanzverfahren mit Hilfe des Scheffé-Tests auf Unterschiede geprüft. Dabei wurde für jedes Pflanzverfahren der Mittelwert der Zielvariable (logarithmiertes Drehmoment) rechnerisch auf den gleichen Stockdurchmesser – in diesem Fall auf den mittleren Stockdurchmesser aller 54 Versuchsbäume (= 20.0 cm) – bezogen. Anschließend wurden die Mittelwerte der drei Pflanzverfahren auf Unterschiede getestet. Die Ergebnisse zeigen, dass sich die Containerpflanzung von der Winkelpflanzung hinsichtlich der untersuchten Zielvariable signifikant unterscheidet (p = 0.048). Die Unterschiede zwischen Containerpflanzung und Hohlspatenpflanzung (p = 0.461) sowie zwischen Hohlspatenpflanzung und Winkelpflanzung (p = 0.496) ließen sich hingegen statistisch nicht absichern. Die Ergebnisse des multiplen Mittelwertvergleichs finden sich in Abbildung 5.



Abbildung 5: Auf den "mittleren Baum" (Stockdurchmesser = 20.0 cm; BHD = 16.3 cm) adjustierte Mittelwerte. Werte mit gleichen Buchstaben unterscheiden sich nicht signifikant voneinander ( $\alpha$  = 0.05).

Die Ergebnisse der statistischen Analysen beziehen sich immer auf die transformierte Zielvariable, im vorliegenden Fall auf das logarithmierte Drehmoment. Für eine praxisorientierte Interpretation der Ergebnisse müssen daher die auf den "mittleren Baum" adjustierten Mittelwerte rücktransformiert werden. Der Transformationsfehler (logarithmische Transponierungsdiskrepanz) wurde dabei durch Addition des halben MSE ("Mean square error") berücksichtigt (FLEWELLING und PIENAAR, 1981; MILLER, 1984). Das auf den "mittleren Baum" adjustierte Drehmoment für die Winkelpflanzung beträgt 13.0 KNm. Bei der Hohlspatenpflanzung liegt das Drehmoment bei 14.1 KNm und bei der Containerpflanzung bei 15.3 KNm. Diese Ergebnisse sind folgendermaßen zu interpretieren: Will man an diesem Standort einen Baum mit 20.0 cm Stockdurchmesser und 16.3 cm BHD mit einer Seilwinde umziehen, so ist dafür eine Zugkraft von 1325 kg erforderlich, wenn dieser Baum mittels Winkelpflanzung gesetzt wurde. Wäre dieser Baum mittels Containerpflanzung gesetzt worden, benötigte man für das Umziehen eine Zugkraft von 1560 kg. Das bedeutet, dass man bei der Containerpflanzung im Vergleich zur Winkelpflanzung um 235 kg oder 17.7 % mehr Kraft aufwenden muss, um einen solchen Baum mittlerer Dimension umzuziehen. Für alle Vergleiche in Bezug auf den Kraftaufwand gilt es zu beachten, dass die erforderliche Kraft in einer Höhe von 1.0 m und im rechten Winkel zur Stammachse angreift (Abb. 6).



Abbildung 6: Erforderliche Zugkraft, um den "mittleren Baum" (Stockdurchmesser= 20.0 cm; BHD= 16.3 cm) umzuziehen, wenn die Kraft jeweils in einer Höhe von 1.0 m im rechten Winkel zur Stammachse einwirkt. Für die visuelle Beurteilung wurden sieben Experten gebeten, anhand von Bildern der Wurzelteller der umgezogenen Bäume das Pflanzverfahren zu bestimmen. Vier Experten haben eine Einschätzung durchgeführt und dem BFW Daten übermittelt. Die Ergebnisse sind in der Abbildung 7 zusammengefasst. Der Anteil der dem jeweiligen Pflanzverfahren richtig zugeordneten Bäume (grüne Felder in Abb. 7) variiert zwischen 25.9 und 44.4 %. Die "Trefferquoten" variieren somit um jenen Wert, den man bei einer rein zufälligen Zuordnung der 54 Versuchsbäume ebenfalls erreichen würde. Eine korrekte Beurteilung des Pflanzverfahrens durch alle vier Experten gab es lediglich bei drei Winkelpflanzungen, zwei Hohlspatenpflanzungen und einer Containerpflanzung, also insgesamt bei nur sechs Bäumen.

			Expertens	chätzung	<b>9</b>			1	Expertens	chätzung	7
Exp	oerte 1	Container- pflanzung	Hohlspaten- pflanzung	Winkel- pflanzung	Gesamt	Ex	perte 2	Container- pflanzung	Hohlspaten- pflanzung	Winkel- pflanzung	Gesamt
	Container- pflanzung	6	7	6	19		Container- pflanzung	6	9	4	19
al	Hohlspaten- pflanzung	4	9	3	16	al	Hohlspaten- pflanzung	3	2	11	16
Re	Winkel- pflanzung	8	5	6	19	Re	Winkel- pflanzung	7	6	6	19
	Gesamt	18	21	15	54		Gesamt	16	17	21	54
			Expertens	chätzung	9				Expertens	chätzung	1
Exp	oerte 3	Container- pflanzung	Expertens Hohlspaten- pflanzung	<b>Schätzung</b> Winkel- pflanzung	<b>g</b> Gesamt	Exp	oerte 4	Container- pflanzung	Expertens Hohlspaten- pflanzung	<b>Chätzung</b> Winkel- pflanzung	Gesamt
Exp	Container- pflanzung	Container- pflanzung <b>7</b>	Expertens Hohlspaten- pflanzung 9	Winkel- pflanzung 3	Gesamt 19	Ex	Container- pflanzung	Container- pflanzung 7	Expertens Hohlspaten- pflanzung 2	Winkel- pflanzung	Gesamt
Exp lag	Container- pflanzung hohlspaten- pflanzung	Container- pflanzung 7 9	Hohlspaten- pflanzung 9 3	Winkel- pflanzung 3	Gesamt 19 16	Ext	Container- pflanzung pflanzung	Container- pflanzung 7 5	Hohlspaten- pflanzung 2 5	Winkel- pflanzung 10 6	Gesamt 19 16
Ext	Container- pflanzung Hohlspaten- pflanzung Winkel- pflanzung	Container- pflanzung 7 9 3	Hohlspaten- pflanzung 3 3 5	Winkel- pflanzung 3 4 11	7 Gesamt 19 16 19	Ex1	Container- pflanzung Hohlspaten- pflanzung Winkel- pflanzung	Container- pflanzung 7 5	Hohlspaten- pflanzung 2 5	rchätzung <sup>Winkel-</sup> pflanzung 10 6	Gesamt 19 16

Abbildung 7: Klassifikationstabellen für die visuelle Beurteilung der Wurzelteller durch vier Experten

## Diskussion

Der im Jahr 1995 vom Forstamt Ottenstein der Windhag Stipendienstiftung für NÖ angelegte Pflanzversuch bot eine einmalige Gelegenheit, die Bodenverankerung von Fichten zu untersuchen, die mittels Container-, Hohlspaten- bzw. Winkelpflanzung gesetzt wurden. Auffallend bei der gesamten Untersuchung war, dass sowohl bei der Betrachtung der Wurzelteller im Wald, als auch bei der nachfolgenden Analyse der Bilder, kaum gravierenden Wurzeldeformationen zu sehen waren. Deformationen, welche die Form eines "Hockeyschlägers" zeigen und die auf das seitliche "Einschwingen" der Wurzeln bei der Winkelpflanzung zurückzuführen sind, waren nicht zu beobachten. Der Grund dafür dürfte darin liegen, dass bei den wurzelnackten Pflanzen ein kräftiger Wurzelschnitt durchgeführt und die Pflanzen sorgfältig gesetzt wurden. Der Wurzelschnitt selbst war 20 Jahre nach der Pflanzung jedoch nicht mehr zu erkennen. Dies deckt sich weitgehend mit den Ergebnissen von NÖRR und BAUMER (2002), die 10 Jahre nach der Pflanzung nur mehr bei 10 % der untersuchten Pflanzen den seinerzeitigen Wurzelschnitt feststellen konnten. Darüber hinaus hat die Analyse der Wurzelteller gezeigt, dass eine visuelle Beurteilung durch Experten sehr variabel ist. Die meisten richtigen Beurteilungen wurden bei der Winkelpflanzung durch die Experten #3 und #4 erreicht. Experte #4 hat allerdings eine nicht unbeträchtliche Anzahl an Containerpflanzungen fälschlicherweise der Winkelpflanzung zugeordnet. Die Ergebnisse des Experten #3 würden noch am ehesten die Schlussfolgerung erlauben, dass die Winkelpflanzung von den beiden anderen Pflanzverfahren unterschieden werden kann; überzeugend sind diese Ergebnisse jedoch nicht. Eine je nach Pflanzverfahren unterschiedliche Ausprägung der Wurzeln war praktisch nicht erkennbar.

Anders war die Situation bei der Messung der Bodenverankerung. Hier zeigten sich sehr wohl Unterschiede zwischen den drei Pflanzverfahren. Gemessen anhand der Kraft bzw. anhand des Drehmoments, das notwendig war, um einen Baum mittlerer Dimension aus seiner Bodenverankerung zu reißen, weist die Containerpflanzung die stärkste Bodenverankerung auf, gefolgt von der Hohlspatenpflanzung und der Winkelpflanzung. Die Bodenverankerung von Containerpflanzen ist dabei um fast 18 % stärker ist als die Verankerung von Bäumen, die mittels Winkelpflanzung gesetzt wurden. Dieser Unterschied lässt sich mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 0.05$  absichern. Die Überlegenheit gegenüber der Hohlspatenpflanzung ist mit rund 8.5 % nicht mehr so deutlich ausgeprägt. Zudem ist dieser Unterschied nicht statistisch gesichert, genauso wie der Unterschied zwischen der Hohlspatenpflanzung und der Winkelpflanzung nicht statistisch gesichert ist.

Ob auf diesem Standort die Containerpflanzen auch bei Sturmereignissen stabiler sind als jene Bäume, die mittels Winkelpflanzung gesetzt wurden, kann aus heutiger Sicht nicht beurteilt werden. Diese Unsicherheit ergibt sich daraus, dass die Windwurfgefahr für einen Fichtenbestand erst ab einer kritischen Bestandeshöhe von 25-30 m real gegeben ist (LEDERMANN und KINDERMANN, 2013), bei derartigen Baumhöhen aber auch die Bodenverankerung um den Faktor 4-12 höher ist. RUST und SUCKER (2014) haben zum Beispiel an 12 Fichten mit einer Höhe von 29-37 m statische Zugversuche durchgeführt und dabei Werte für die Bodenverankerung zwischen 75 und 190 kNm gemessen. FOETZKI et al. (2004) kamen in ihren Untersuchungen zu ähnlichen Werten. Angesichts dieser Größenordnung kann derzeit nicht abgeschätzt werden, ob der Unterschied von 2.3 kNm (Differenz zwischen Containerpflanzung und Winkelpflanzung, Abb. 6) zum Zeitpunkt einer realen Windwurfgefährdung tatsächlich relevant sein wird. Dies müsste durch Zugversuche bei Baumhöhen ab 25 m überprüft werden.

## Schlussfolgerungen

Die Bodenverankerung von Fichten hängt außer von der Baumdimension auch vom verwendeten Pflanzverfahren ab. Jene Fichten, die in diesem Versuch mittels Containerpflanzung (LIECO L15) gesetzt wurden, haben auf diesem Standort in Ottenstein im Alter von 23 Jahren eine stärkere Bodenverankerung als Fichten, die mittels Hohlspaten- oder Winkelpflanzung gesetzt wurden. Allerdings kann über die weitere Entwicklung der gemessenen Unterschiede derzeit nur spekuliert werden. Klarheit wird hier nur eine Untersuchung zu einem späteren Zeitpunkt bringen.

Die in diesem Projekt angewandte, teilweise neu entwickelte Methode erwies sich in der Durchführung als äußerst praktikabel und lieferte in sich konsistente Ergebnisse. Sie kann daher auch für weitere derartige Untersuchungen in Betracht gezogen werden.

Die vorliegende Untersuchung hat außerdem gezeigt, dass durch eine ausschließlich visuelle Betrachtung der Wurzelteller keine zuverlässigen Rückschlüsse auf das Pflanzverfahren möglich sind. Die Stabilität von Fichten im Hinblick auf die Bodenverankerung lässt sich daher nicht anhand einer visuellen Beurteilung der Wurzeln einschätzten. Dazu bedarf es objektiver Kriterien, die eindeutig messbar sind. Zugversuche sind für die Beurteilung der Standfestigkeit von Bäumen wesentlich besser geeignet, da sie unter standardisierten Bedingungen erhobene Messdaten liefern.

## Danksagung

Das Projekt wurde finanziell unterstützt vom Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt und Wasserwirtschaft (Projekt Nr. 101040). Forstdirektor Dipl.-Ing. Richard Hackl und Oberförster Ing. Heinrich Anibas von der Windhag Stipendienstiftung danken wir für die Initiative zur Anlage der Versuchsfläche sowie für die Unterstützung beim Umziehen der Bäume.

## Zusammenfassung

Im Jahre 1995 wurde vom Forstamt Ottenstein der Windhag Stipendienstiftung für NÖ in Kooperation mit dem Bundesforschungszentrum für Wald (BFW) ein Pflanzversuch angelegt, bei dem Fichtenpflanzen (*Picea abies* [L] Karst.) mittels Container-, Hohlspaten- bzw. Winkelpflanzung gesetzt wurden. Bei den Containerpflanzen handelte es sich um Pflanzen der Firma LIECO, die Anfang der 1990er Jahre im

Container L15 produziert wurden. Für die Hohlspaten- und Winkelpflanzung wurden wurzelnackte Pflanzen der Sortierung 25/50 verwendet. Die wurzelnackten Pflanzen stammen von einer lokalen Herkunft aus Ottenstein, die Containerpflanzen zumindest aus demselben Wuchsgebiet.

20 Jahre nach der Pflanzung wurden in diesem Bestand 54 Fichten mit einer Traktoranbauwinde umgezogen, die dafür aufzuwendenden Kräfte gemessen und die Drehmomente berechnet. Es zeigte sich, dass die Bodenverankerung der Containerpflanzen mit einem Drehmoment von 15.3 KNm am höchsten war, gefolgt von den mittels Hohlspatenpflanzung gesetzten Bäumen (14.1 KNm). Mit 13.0 KNm wurde das niedrigste Drehmoment bei jenen Bäumen gemessen, die mittels Winkelpflanzung gesetzt wurden. Als statistisch gesichert erwies sich nur der Unterschied zwischen der Container- und der Winkelpflanzung ( $\alpha = 0.05$ ). Hinweise darauf, wie sich diese Unterschiede zum Zeitpunkt einer realen Windwurfgefahr (25-30 m Bestandshöhe) auswirken werden, kann nur eine Untersuchung zu einem späteren Zeitpunkt bringen. Im Rahmen einer visuellen Beurteilung der Wurzelteller waren kaum spezifische Wurzeldeformationen zu erkennen und daher auch keine Rückschlüsse auf das jeweilige Pflanzverfahren möglich. Ursachen hierfür dürften die sorgfältige Pflanzung und der kräftige Wurzelschnitt bei den wurzelnackten Pflanzen gewesen sein. Unterschiede in der Bodenverankerung lassen sich daher nur im Rahmen von Zugversuchen objektiv ermitteln.

#### Literatur

BRÜCHERT, F., BECKER, G., SPECK, T., 2000. The mechanics of Norway spruce [Picea abies (L.) Karst]: mechanical properties of standing trees from different thinning regimes. Forest Ecology and Management 135: 45-62.

FLEWELLING, J.W., PIENAAR, L.V., 1981. Multiplicative regression with lognormal errors. Forest Science 27: 281-289.

- FOETZKI, A., JONSSON, M., KALBERER, M., SIMON, H., MAYER, A.C., LUNDSTRÖM, T., STÖCKLI, V., AMMANN, W.J., 2004. Die mechanische Stabilität von Bäumen: das Projekt Baumstabilität des FB Naturgefahren. Forum für Wissen, 35-42.
- HACKER, R., JOHANN, K., 1995. Anwuchserfolg von Fichtenpflanzen. Österreichische Forstzeitung 106(4): 44-45.

HARTIG, R., 1882. Lehrbuch der Baumkrankheiten. Julius Springer, Berlin, 198 S.

- LEDERMANN, T., KINDERMANN, G., 2013. Modelle für die künftige Bewirtschaftung der Fichte. BFW-Praxisinformation 31: 16-19.
- MILLER, D.M., 1984. Reducing transformation bias in curve fitting. The American Statistician 38(2): 125-126.
- NÖRR, R., BAUMER, M., 2002. Pflanzung ein Risiko für die Bestandesstabilität? Die Bedeutung wurzelschonender Pflanzung und ihre Umsetzung im Forstbetrieb. Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft (LWF), Forschungsbericht 37, ISSN 0945-8131, 68 S.
- PELTOLA, H., KELLOMÄKI, S., HASSINEN, A., GRANANDER, M., 2000. Mechanical stability of Scots pine, Norway spruce and birch: an analysis of tree-pulling experiments in Finland. Forest Ecology and Management 135: 143-153.
- RUST, S., SUCKER, D., 2014. Windlast und Verankerung von Fichten. AFZ/Der Wald 69: 41-42.
- SANI, L., LISCI,R., MOSCHI, M., SARRI, D., RIMEDIOTTI, M., VIERI, M., TOFANELLI, S., 2012. Preliminary experiments and verification of controlled pulling tests for tree stability assessments in Mediterranean urban areas. Biosystems Engineering 112: 218-226.

SCHERMER, J., 2002. Container- und Anzuchtformen bei Fiche für die Schutzwaldsanierung. ÖFZ 113(1): 16-17.

- SINN, G., WESSOLLY, L., 1989. A contribution to the proper assessment of the strength and stability of trees. Arboricultural Journal 13: 45-65.
- SZORADOVA, A., PRAUS, L., KOLARIK, J., 2013. Evaluation of the root system resistance against failure of urban trees using principal component analysis. Biosystems Engineering 115: 244-249.

STEYRER, G., ТОМІСZЕК, CH., 1998. Höhere Sturmschadensgefahr durch Wurzelfäule. Österreichische Forstzeitung 109(4): 19.

## Eschentriebsterben in Edellaubholz-Mischbeständen: Zusammenhänge zur Bestandesstruktur und Auswirkungen auf den Durchmesserzuwachs

Ralf-Volker Nagel, Egbert Schönfelder, Axel Noltensmeier und Martin Nitsche Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Göttingen

#### 1 Einleitung und Versuchsfragen

Die Gemeine Esche (Fraxinus excelsior *L*.) ist die flächenmäßig bedeutendste Edellaubbaumart in Deutschland und auch in den vier Bundesländern Hessen, Niedersachsen, Sachsen-Anhalt und Schleswig-Holstein. Mit dem Eschentriebsterben (ETS) prägt ein 2002 erstmalig in Deutschland beobachtetes Pathogen zunehmend das Bild der Eschenbestände bzw. der in Mischbeständen vertretenen Eschen (METZLER et al. 2013). Mancherorts sind die Schäden bereits so ausgeprägt, dass eine planmäßige Bewirtschaftung der Esche in Frage steht. Als Erreger wurde der aus Ostasien stammende und 2007 erstmals in Deutschland nachgewiesene Schlauchpilz *Chalara fraxinea* als Nebenfruchtform von *Hymenoscyphus pseudoalbidus* identifiziert. Die Infektion erfolgt durch die Ascosporen über die Blätter der Eschen. Die Folgen sind Welkeerscheinungen, vorzeitiger Blattfall und Schädigung der Triebe, was zunächst zu Kronenverlichtungen führt. Das Eindringen des Pilzes in Kambium und Holz führt in der Folge zum Rücksterben von Ästen, zu Holzfehlern und zu einer Gesamtschwächung der Bäume, was in fortgeschrittenen Stadien den Befall mit Eschenbastkäfern sowie Hallimasch und anderen Wurzel- und Stammfäule verursachenden Pilzen nach sich zieht.

Das Sachgebiet Ertragskunde der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) verfügt über eine Reihe ertragskundlicher Versuchsflächen mit mehr oder weniger großen Mischungsanteilen an Esche. Den Kern dieser Versuchsflächen bilden Wuchsreihen (unechte Zeitreihen) in vier Regionen (GUERICKE 2005, PRETZSCH 2001). Hinzu kommen einige Ertragsversuche. Es handelt es sich um Buchen-Edellaubholz-Mischbestände, in denen neben variablen Anteilen an Buche und Esche eine Reihe weiterer Edellaubbaumarten wie Berg- und Spitzahorn sowie geringe Anteile von Vogelkirsche, Hainbuche, Spitzahorn, Elsbeere, Traubeneiche und vereinzelt Europäische Lärche vorkommen. Auch in diesen Versuchsflächen sind seit einigen Jahren Symptome des Eschentriebsterbens zu beobachten. Auffällig erschien eine unterschiedliche Ausprägung der Symptome in den verschiedenen Versuchsparzellen. Es entstand die Idee, im Rahmen jährlich wiederholter Bonituren den Schadensverlauf auf diesen Flächen zu verfolgen. Die "Versuchsanstellung" ist damit keine originär auf das Eschentriebsterben bezogene. Neben pragmatischen Erwägungen der vorhandenen Versuchsinfrastruktur in Form abgegrenzter Parzellen, nummerierter Einzelbäume und Vorinformationen zu einzelbaum- und flächenbezogenen ertragskundlichen Kennwerten gab die Unsicherheit über die künftige Versuchssteuerung letztlich den Anstoß zu den durchgeführten Aufnahmen.

Nachdem mittlerweile für vier aufeinanderfolgende Jahre Schadansprachen vorliegen, soll folgenden Versuchsfragen nachgegangen werden:

- 1. Werden für den Beobachtungszeitraum regionale Unterschiede im Schadausmaß bzw. Schadensverlauf erkennbar?
- 2. Wie ist der zeitliche Schadensverlauf über den Beobachtungszeitraum?
- 3. Ist ein Einfluss von leicht zugänglichen Merkmalen der Bestandesstruktur (Baumalter, Mischungsanteil der Esche an der Bestandesgrundfläche, Stellung bzw. Rang der beobachteten Eschen im Bestandesgefüge) auf das Schadausmaß festzustellen?
- 4. Welchen Einfluss hat die Schädigung auf den Durchmesserzuwachs der Eschen?

## 2 Material und Methoden

#### 2.1 Lage und Charakterisierung der Untersuchungsgebiete und Versuchsflächen

In die Untersuchung einbezogen wurden 35 ertragskundliche Versuchsparzellen, die sich auf vier Untersuchungsregionen konzentrieren. Den Kern der Untersuchungsflächen bilden in allen vier Regionen Wuchsreihen (unechte Zeitreihen) in Buchen-Edellaubholz-Mischbeständen. In der Region Göttinger Wald kommen weitere Ertragsversuche in Beständen vergleichbarer Struktur hinzu. Die Lage der Untersuchungsregionen folgt einem Nord-Süd-Verlauf (s. Abb. 1), der für den Zuständigkeitsbereich der NW- FVA den unterstellten Haupteinwanderungsweg des Pathogens nachzeichnet. Dabei ist die Region Lauenburg im südöstlichen Schleswig-Holstein die einzige im Tiefland gelegene, während es sich bei den anderen um Mittelgebirgsstandorte handelt.



Abbildung 1: Geografische Lage der Regionen der ertragskundlichen Versuchsflächen

Einen kurzen Überblick über die klimatische und standörtliche Einordnung der Untersuchungsregionen vermittelt Tabelle 1. Die Regionen Elm und Göttinger Wald ähneln sich hinsichtlich der edaphischen Verhältnisse. In beiden Regionen bildet der Muschelkalk das Ausgangssubstrat der Bodenbildung, im Elm allerdings mit höheren Lößanteilen, was tendenziell zu einer besseren Wasserspeicherkapazität der Böden führt. Klimatisch ist der Elm die trockenste der Regionen, die im südlichen Vogelsberg gelegene Region Schotten die feuchteste. Hinsichtlich der Nährstoffausstattung sind die Böden aller Regionen als eutroph zu kennzeichnen und genügen damit den hohen Ansprüchen der Esche vollauf.

Tabelle 1: Klimatische und	stanaor	tliche (	.narakterisierung	j aer	versuchsregionen	
			-		0	

	Lauenburg	Elm	Göttinger Wald	Schotten
mittl. Jahrestemp. [°C] <sup>1</sup>	8,3	8,8	8,0	8,4
Niederschlag [mm] <sup>1</sup>	690	620	740	870
Substrat	Lehm bzw. Geschiebemergel	Muschelkalk, deutlicher Lössein- fluss	Muschelkalk, geringe- rer Lösseinfluss	Basalt, Löss beeinflusst
Trophie	eutroph Carbonat im Unter- boden	kalkeutroph	kalkeutroph	eutroph
Wasserhaushalt	staufrisch bis vor- ratsfrisch	frisch	mäßig frisch bis frisch	frisch bis betont frisch

Tabelle 2 zeigt die Gesamtzahl der in die Untersuchung einbezogenen Versuchsparzellen und Einzelbäume zu Beobachtungsbeginn sowie deren Verteilung auf die vier Regionen. Drei Versuchsparzellen, eine in Lauenburg und zwei im Göttinger Wald, weisen ein deutlich zweischichtiges Bestandesprofil mit beobachteten Eschen im Ober- und Unterstand auf, die somit durch deutlich abweichende Alter und eine auf ihre jeweilige Bestandesschicht bezogen unterschiedliche Konkurrenzsituation zu charakterisieren sind. Diese Bäume werden durch die Trennung von Ober- und Unterstand in der Folge als verschie-

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Werte für den Wuchsbezirk

denen "Populationen" angehörig betrachtet, sodass insgesamt Eschen aus 38 Populationen beobachtet wurden.

Region	Lauenburg	Elm	Göttinger Wald	Schotten	Σ
N Felder	6 (+1)	7	16 (+2)	6	35 (38)
N Einzelb.	220	116	319	357	1012

#### Tabelle 2: Gesamtanzahl und regionale Verteilung der Beobachtungsflächen und Einzelbäume

#### 2.2 Schadbonitur zum Eschentriebsterben

Eine Schadbonitur an den Eschen der Baumklassen 1 bis 3 nach dem Schlüssel des VDFV (1902) der Versuchsparzellen erfolgte jährlich beginnend mit dem Jahr 2013, sodass bislang vier Aufnahmen vorliegen. Grundlage der Ansprache war der von der Abt. Waldschutz der NW-FVA (2011) entwickelte Boniturschlüssel, nach dem die Bäume primär nach ihrem Belaubungs- und Kronenzustand unter Einbeziehung weiterer Hilfsmerkmale in einer Ordinalskala von 0 bis 5 einer Schadstufe zugeordnet werden (siehe Abb. 2).

Stufe 0 • vitale Esche • ohne Symptome des ETS im Kronenbereich • volle Belaubung • kein Käferbefall	Stufe 3           • Krone von außen her stärker aufgelichtet           • mit zahlreichen Totästen und typischen ETS- Symptomen im Kronenbereich: verbraunte junge Triebspitzen           • nur vereinzelt Einbohrversuche von Rindenbru- tern (i. d. R. noch erfolglos)           • Bei hohem Befallsdruck teilweise schon beginnende Etablierung sekundärer Schaderreger (z. B. Rhizomorphen von Hallimasch oder Samtfußrübling an anlaufenden Wurzeln sichtbar)	
<ul> <li>Stufe 1</li> <li>Krone mit etwas reduzierter Belaubung</li> <li>Noch keine typische Triebschädigung erkennbar</li> <li>kein Käferbefall am Stamm</li> </ul>	Stufe 4           • "Zurücktrocknen" der Krone von außen nach innen, nur noch innere Kronenbereich mit büscheiliger Restbelaubung           • Krone mit vielen Totäste und typischen ETS- Symptomen           • stärkere belaubte Äste tiw. schon halbseitig trocken           • beginnender Befall durch rindenbrütende Käfer (z. B. Kleiner Bunter und Großer Schwarzer Eschenbastkäfer)           • Sichtbarer Befall mit Holz abbauenden Schwächeparasiten (z.B. Hallimasch)	
Stufe 2         • Krone mit schütterer Belaubung und mit beginnenden typischen ETS-Symptomen in der Kronenperipherie: verbraunte junge Triebspitzen         • Bisher kein Befall durch rindenbrütende Käfer         • Bei hohem Befallsdruck teilweise schon beginnende Etablierung sekundarer Schaderreger (z. B. Rhizomorphen (Hyphenstränge) von Hallimasch oder Samtußrübrübing an anlaufenden Wurzeln sichtbar)	Stufe 5         • Baum abgestorben oder absterbend         • Krone ohne Belaubung; im Stammbereich tellweise noch vereinzelte Nottriebe         • starker Befall mit rindenbrütenden Käfern in der Krone, aber auch am Stamm beginnend         • Hotzfaule (Weiß-, Braun- oder Moderfäule) am Stammfuß und im Wurzelbereich         • teilweise mit Stammfußnekrosen	

Abbildung 2: Boniturschlüssel der Stufen des Eschentriebsterbens der Abt. Waldschutz der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (2011)

Dieser Schlüssel stimmt weitgehend mit einem bundesländerübergreifend abgestimmten Schlüssel von LENZ et al. (2012) überein. Ein Unterschied besteht in der Klassifikation der Schadstufe 5. Nach dem bundesweiten Schlüssel gelten Bäume der Schadstufe 5 als abgestorben, nach dem NW-FVA- Schlüssel werden neben abgestorbener auch absterbende Bäume, die noch Nottriebe aufweisen, in Stufe 5 klassifiziert. Für diese Untersuchung wurde ein vollständiges Absterben innerhalb der Schadstufe 5 im Jahr des Auftretens festgehalten und hatte zur Folge, dass der Baum von da an aus dem Beobachtungskollektiv ausschied. Außerdem gab es in jedem Jahr einige wenige Bäume, deren Krone nicht einsehbar war und die somit nicht bonitiert werden konnten. Die Erhebung erfolgte jeweils in der ersten Augusthälfte durch geschulte, über die Jahre gleich bleibende Mitarbeiter. Für die spätere Modellbildung wurden die ETS-Schadstufen zu ETS-Schadgruppen zusammengefasst (s. Tab. 3). Damit wurde das Merkmal "Schädigung" dichotomisiert, d. h. in eine binär codierte Variable überführt.

Tabelle 3: Zusammenfassung der Schadstufen (s. Abb. 1) zu Schadgruppen; gleichzeitig Überführung der Schädigung in eine binär codierte Variable

ETS-Stufe	ETS-Gruppe	Schädigung
(0) 1- 2	0	(nicht bis) schwach geschädigt
3 - 5	1	deutlich bis stark geschädigt

#### 2.3. Modellierung der ETS-Schadgruppe

Zur Beantwortung der Versuchsfragen nach regionalen Unterschieden, einem Muster des zeitlichen Verlaufs des Befallsgeschehens und dem Einfluss von Parametern der Bestandesstruktur auf die Schädigung der Eschen wurde mit Hilfe des Statistik-Softwarepakets IBM SPSS Statistics Version 24 (2016) ein binäres logistisches Regressionsmodell parametrisiert. Verwendet wurde die GEE-Technik (Generalized Estimating Equitations – Verallgemeinerte Schätzungsgleichungen) aus dem Paket GENLIN (Generalized Linear Models – Verallgemeinerte Lineare Modelle) der genannten Statistik-Software. GEE-Modelle stellen eine Erweiterung der verallgemeinerten linearen Modelle für korrelierte Daten z. B. aus Cluster-Stichproben oder Messwiederholungen dar. GEE-Modelle sind dazu geeignet, diesen "Störfaktor" Abhängigkeit von Beobachtungen zu kompensieren (BALTES-GÖTZ 2016). Die verwendeten Daten zum Eschentriebsterben weisen Abhängigkeiten auf, die durch ein geeignetes Modell zu berücksichtigen sind. Innerhalb der Regionen, für die Aussagen getroffen werden sollen, wurden die beobachteten Eschen nicht zufällig ausgewählt, sondern sie sind in den Versuchsparzellen geclustert. Außerdem wurde jeder einzelne Baum mehrfach beobachtet. Die Versuchsfläche wie auch der wiederholt beobachtete Einzelbaum, die für eine Korrelation der Beobachtungen stehen, werden im Modell deshalb als sogenannte Subjektvariablen berücksichtigt. Das Beobachtungsjahr, als Ausdruck in zeitlichen Abständen, in diesem Fall äquidistant (Jahresabstand) wiederholter Beobachtungen, bildet die zu berücksichtigende Innersubjektvariable.

Die ETS-Schadgruppe ist die binär codierte Zielvariable, für die eine Binomialverteilung angenommen werden soll, mit folgenden Ausprägungen:

$$Y_i = \begin{cases} 0 "schwach geschädigt" \\ 1 "stark geschädigt" \end{cases}$$

Als Link-Funktion wird eine Logit-Transformation in folgender Form verwendet:

$$logit (pi) = log\left(\frac{p_i}{1-pi}\right) = \eta = \beta_0 + \beta_1 x_{i1_+} \beta_2 x_{i2_+} \dots$$

Neben der Untersuchung des zeitlichen Befallsverlaufes und des Einflusses der Region und wird eine potenzielle Wirkung der Merkmale Baumalter, Konkurrenzsituation des Einzelbaumes und Anteil der Esche an der Bestandesgrundfläche (im Folgenden kurz "Mischungsanteil") auf die Wahrscheinlichkeit des Eintritts einer deutlichen bis starken Schädigung durch das Eschentriebsterben untersucht. Das Verhältnis des Brusthöhendurchmessers (Bhd) zum Bestandesmitteldurchmesser (dg) wird als einfacher, für alle Bäume der Stichprobe verfügbarer und keiner zu starken kurzfristigen Veränderung unterliegender Konkurrenzindex bzw. als Maß des Ranges im Bestandesgefüge verwendet. Er wurde der aus der jeweils neuesten ertragskundlichen Aufnahme der Parzelle (Aufnahmestichtage zwischen 2010 und 2012) errechnet. Tabelle 4 zeigt die statistischen Kennwerte der potenziellen Prädiktoren für die untersuchte Stichprobe. Es wird deutlich, dass die Ausprägungen der Merkmale sehr große Spannen abdecken, die auch in ganz unterschiedlichen Kombinationen im Datenmaterial enthalten sind.

Tabelle 4: Mittelwert (ø), Standardabweichung (SD) und Spannweite (Min. - Max.) von potenziell für die Schädigung relevanten Prädiktoren

tenzien für die Schudigung relevanten i radiktoren						
Merkmal	Ø	SD	Min. – Max.			
Alter [J.]	62,8	41,3	19 - 170			
BHD/d <sub>g</sub>	1,24	0,44	0,41 - 2,72			
Misch'ant. Esche [%]	46,5	30,5	2,4 - 95,2			

2.4 Modellierung der Veränderungsraten des Bhd-Zuwachses der Eschen in Abhängigkeit von der Schädigung

Der Bhd-Zuwachs der Eschen wurde ebenfalls mit Hilfe einer verallgemeinerten Schätzungsgleichung (SPSS-Prozedur GEE) modelliert. Die GEE-Technik wurde angewendet, da es sich wiederum um geclusterte Daten handelt. Die Beobachtungen sind räumlich geclustert auf der Ebene der Region (die diesmal nicht als Faktor behandelt wird), der einzelnen Versuchsparzelle und des wiederholt beobachteten Einzelbaumes (Subjektvariablen). Das Beobachtungsjahr stellt die Innersubjektvariable dar, die die zeitlich wiederholten Beobachtungen des Einzelbaumes verbindet.

Jährliche Bhd-Messungen im Zuge der Schadbonituren erfolgten an den Eschen erst ab 2014 und dann in den Folgejahren. Damit gibt es jährliche Zuwächse in 2015 (Zuwachsjahr 2014-2015) und 2016 (Zuwachsjahr 2015- 2016). Der Zuwachs 2014 ist dagegen mit 2015 und 2016 nicht ganz vergleichbar, da er keinen Wert für ein Jahr, sondern einen Durchschnittswert für eine längere, zeitlich vorgelagerte Periode angibt. In Abhängigkeit vom Zeitpunkt der letzten ertragskundlichen Aufnahme (Stichtage Frühjahr 2010 bis Frühjahr 2013) ergeben sich unter der Annahme, dass Anfang August 60% des Zuwachses geleistet sind, Periodenlängen von 1,6 bis 4,6 Jahren.

Als Zielgröße wird die intervallskalierte Variable "jährlicher Bhd-Zuwachs [mm]" modelliert, für die eine Normalverteilung unterstellt wird (gefordert ist eine Verteilung der Exponentialklasse, zu denen die Normalverteilung gehört). Die Linkfunktion ist in diesem Fall die Identität.

## 3 Ergebnisse

#### 3.1 Deskriptive Datenanalyse potenzieller Zusammenhänge zum Eschentriebsterben

Durch Mortalität infolge des Eschentriebsterbens und durch Entnahmen (Durchforstung, Zielstärkennutzung), die sich nicht auf absterbende oder stark geschädigte Bäume beschränkten, verkleinerte sich das Beobachtungskollektiv während der Versuchsdauer (s. Abb. 3). Dabei stellen die Entnahmen eine gewisse Störung des Versuchs dar. Die Mortalität wird in der späteren Modellbildung nicht explizit berücksichtigt. Die Summe der bis 2016 durch Eschentriebsterben abgestorbenen Bäume bedeutet bezogen auf das Ausgangskollektiv des Jahres 2013 eine Gesamtmortalität von 12,1 % für den Dreijahreszeitraum.



Abbildung 3: Reduktion der beobachteten Stichprobe während des Beobachtungszeitraums durch Mortalität und Entnahmen

Einen Gesamtüberblick über den zeitlichen Verlauf des beobachteten Schadgeschehens und Unterschiede des Schadverlaufes auf der Ebene der Regionen gibt Abbildung 4.



Abbildung 4: Entwicklung der Anteile der Schadstufen über den Beobachtungszeitraum nach Regionen. Schadstufe 1 und 2 (weiße Balken) bilden die Schadgruppe 0 – "schwach geschädigt", die Schadstufen 3-5 (schwarze Balken) bilden die Schadgruppe 1 – "deutlich bis stark geschädigt"

Auffallend ist, dass bereits 2013 keine Esche als vollkommen gesund angesprochen wurde. Insgesamt zeigt sich über alle Regionen hinweg mit der Zeit ein deutlicher Trend zur zunehmend stärkeren Besetzung höherer Schadstufen. Der bisherige Höhepunkt des Anteils deutlicher bis starker Schäden (Schadstufen 3-5) wird überall im aktuellen Beobachtungsjahr 2016 erreicht. Dennoch gibt es ausgeprägte regionale Unterschiede. Die nördlichste Region Lauenburg startete bereits zu Beobachtungsbeginn auf einem sehr hohen Schadniveau. Auch in Schotten war das Schadensausmaß bereits 2013 deutlich höher als in den geografisch mittleren Regionen Elm und Göttinger Wald. Über den dreijährigen Beobachtungszeitraum verzeichnete die Region Schotten die dramatischste Verschlechterung des Gesundheitszustandes der Eschen. Für die zu Beginn noch mit vielen nur schwach geschädigten Eschen ausgestatteten Regionen Elm und Göttinger Wald wird im weiteren Verlauf ebenfalls eine Verschlechterung wirksam, ohne dass hier bisher die 2013-er Schadniveaus von Lauenburg oder Schotten erreicht werden. Fluktuationen innerhalb der Schadgruppen "schwach geschädigt" (Schadstufen 1 und 2) und "deutlich bis stark geschädigt" (Stufen 3-5) sind ablesbar. Bei der späteren Modellierung bleiben diese durch die Beschränkung der Zielvariablen Schadgruppe auf zwei Ausprägungen im Zusammenhang mit der gewählten Modellform unberücksichtigt.

Dass Eschen, die einer geringeren Konkurrenz unterliegen bzw. im Bestandesgefüge einen höheren Rang einnehmen, ausgedrückt durch einen größeren Quotienten zwischen dem Bhd des Baumes und dem Mitteldurchmesser des Bestandes, tendenziell geringer geschädigt zu sein scheinen, zeigt Abbildung 5. Dieser Trend besteht über alle bisherigen Beobachtungszeitpunkte.





deutlich bis

stark geschädigt

Abbildung 5: Boxplots des Konkurrenzmaßes Bhd/d<sub>g</sub> für die ETS-Schadgruppen "0" und "1" über den Beobachtungszeitraum (ohne Ausreißer und extreme Werte)

Abbildung 6: Boxplots des Mischungsanteils der Esche an der Bestandesgrundfläche [%] für die ETS-Schadgruppen "0" und "1" über den Beobachtungszeitraum (ohne Ausreißer und extreme Werte)

Dagegen sind Eschen in Beständen mit hohen Mischungsanteilen der Baumart scheinbar stärker von Schäden durch das Triebsterben betroffen, als Exemplare aus Beständen mit wenig Esche (s. Abb. 6). Auch diese Tendenz zeigt sich in allen Jahren.

Ein gerichteter Einfluss des Baumalters auf das Schadgeschehen (ohne Darstellung) war nach einer deskriptiven Analyse der Daten nicht zu vermuten.

## 3.2 Modellierung der ETS-Schadgruppe mittels GEE

Die Wahrscheinlichkeit einer Ausprägung des Merkmals ETS-Schadgruppe ("ets gru") als 1 "deutliche bis starke Schädigung" ausgehend von der Referenz 0 "geringe Schädigung" in Abhängigkeit von verschiedenen Prädiktoren wurde mit Hilfe der GEE-Technik modelliert.

Als signifikant erwiesen sich neben dem eingeschlossenen konstanten Term die Faktoren Region ("region") und Beobachtungsjahr ("jahr") und die intervallskalierten Kovariablen Mischungsanteil der Esche ("misch\_g") und Konkurrenzmaß Bhd/dg ("bhd\_dg"). Ins Modell aufgenommen wurden die Haupteffekte der Prädiktoren. Die versuchsweise in eine Modellversion aufgenommene Kovariable Baumalter erwies sich als nicht signifikant und verschlechterte die Anpassungsgüte des Modells (deutliche Vergröße-
rung der Kriterien der Anpassungsgüte QIC – Quasi-Likelihood bzw. QICC - angepasste Quasi-Likelihood auf der Basis des QIC). Im Folgenden werden die Spezifikationen des akzeptierten Modells aus SPSS wiedergegeben:

```
* Verallgemeinerte Schätzungsgleichungen.
GENLIN ets gru (REFERENCE=FIRST) BY region jahr (ORDER=DESCENDING)
                                                                         WITH
misch_g bhd_dg
 /MODEL region misch_g bhd_dg jahr INTERCEPT=YES
DISTRIBUTION=BINOMIAL LINK=LOGIT
 /CRITERIA METHOD=FISHER(1) SCALE=1 MAXITERATIONS=100 MAXSTEPHALVING=5 PCON-
VERGE=1E-006 (ABSOLUTE)
 SINGULAR=1E-012 ANALYSISTYPE=3 (WALD) CILEVEL=95 LIKELIHOOD=FULL
 /REPEATED SUBJECT=flae_id*baum_id WITHINSUBJECT=jahr
                                                             SORT=YES
                                                                         COR-
RTYPE=INDEPENDENT ADJUSTCORR=YES
 COVB=ROBUST MAXITERATIONS=100 PCONVERGE=1e-006(ABSOLUTE) UPDATECORR=1
 /MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE
 /PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION (EXPONENTIATED) COVB.
```

Die Tabellen 5a und 5b geben die Modellinformationen zur verallgemeinerten Schätzungsgleichung wieder.

Tabelle 5a (oben) und 5b (unten): Modellinformationen zur verallgemeinerten Schätzungsgleichung (GEE – "General Estimating Equitation") für die Modellierung der ETS-Schadgruppe und Tests der Modelleffekte

#### Modellinformationen

Abhängige Variable		ETS-Schadgruppe <sup>a</sup>
Wahrscheinlichkeitsve	erteilung	Binomial
Verknüpfungsfunktion		Logit
Subjekteffekt	1	flae_id
	2	baum_id
Innersubjekteffekt	1	Jahr
Struktur der Arbeitsko	Unabhängig	

a. Die Prozedur modelliert "deutlich bis stark geschädigt" als Antwort und behandelt "leicht geschädigt" als Referenzkategorie.

#### Tests der Modelleffekte

	Тур III					
Quelle	Wald-Chi- Quadrat	df	Sig.			
(Konstanter Term)	13,068	1	,000			
Region	138,928	3	,000			
Mischungsanteil Esche [%]	33,434	1	,000			
Verhältnis Bhd/d <sub>g</sub>	109,953	1	,000			
.lahr	276 861	3	000			

Abhängige Variable: ETS-Schadgruppe

Modell: (Konstanter Term), Region, Mischungsanteil Esche [%], Verhältnis Bhd/d<sub>e</sub>, Jahr

In Tabelle 6 sind die Parameterschätzer des akzeptierten Modells zur Schätzung der Wahrscheinlichkeit einer "deutlichen bis starken Schädigung" der Eschen (ETS-Schadgruppe 1) gegenüber der Referenz "geringe Schädigung" (Schadgruppe 0) mit ihren statistischen Kenngrößen angegeben. Der Einfluss der signifikanten Prädiktoren lässt sich über den Wert von Exp(B) als Grenzwert-Verhältniszahl direkt interpretieren. Exp(B) ist somit ein Multiplikator im Sinne der Veränderung der Wahrscheinlichkeit ("Odds") bei Erhöhung des Prädiktors um eine Einheit unter der Voraussetzung, dass alle anderen Bedingungen konstant bleiben. Es gilt:

$$Odds_{nach} = Exp(B) * Odds_{vor}$$

Tabelle 6: Parameterschätzer für die Modelleffekte des Modells zur Schätzung der ETS-Schadgruppe. Exp(B) als Grenzwert-Verhältniszahl: Um diesen Faktor verändert sich die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt der zu schätzenden Größe bei Erhöhung des Prädiktors um eine Einheit, wenn alle anderen Bedingungen gleich bleiben

	Parameterschätzer										
			95% Wald-Kor	nfidenzintervall	Нуро	thesentest		95% Wald-Ko E		nfidenzintervall für Exp(B)	
Parameter	Regressions koeffizientB	Standard Fehler	Unterer Wert	Oberer Wert	Wald-Chi- Quadrat	df	Sig.	Exp(B)	Unterer Wert	Oberer Wert	
(Konstanter Term)	1,603	,2942	1,027	2,180	29,701	1	,000	4,969	2,792	8,845	
[Region=4]	-1,085	,2359	-1,547	-,623	21,159	1	,000,	,338	,213	,537	
[Region=3]	-1,867	,1728	-2,206	-1,528	116,778	1	,000,	,155	,110	,217	
[Region=2]	-2,320	,2474	-2,805	-1,835	87,916	1	,000,	,098	,061	,160	
[Region=1]	0ª							1			
Mischungsanteil Esche [%]	,021	,0036	,014	,028	33,434	1	,000,	1,021	1,014	1,028	
Verhältnis Bhd/dg	-1,738	,1658	-2,063	-1,413	109,953	1	,000,	,176	,127	,243	
[Jahr=2016]	1,804	,1096	1,589	2,018	270,789	1	,000,	6,072	4,898	7,527	
[Jahr=2015]	,625	,0910	,446	,803	47,127	1	,000,	1,868	1,563	2,232	
[Jahr=2014]	,523	,0888	,348	,697	34,617	1	,000,	1,686	1,417	2,007	
[Jahr=2013]	0ª							1			
(Skala)	1										
Abhängige Variable: ETS-S Modell: (Konstanter Term),	chadgruppe Region, Mischung:	santeil Esche [%]	, Verhältnis Bhd	/dg, Jahr							
a. Auf 0 gesetzt, da diese	er Parameter redur	ndant ist.									

#### Beispiele:

- Eine Esche hat "vorher" die Wahrscheinlichkeit einer "deutlichen bis starken Schädigung" von 1,0. Dann hat sie, wenn ihr Bhd/d<sub>g</sub>-Verhältnis 2 statt 1 betrüge und alle anderen Bedingungen konstant blieben, nur noch eine Wahrscheinlichkeit von 0,176 "deutlich bis stark geschädigt" zu sein.
- 2. Eine Esche, die in der Region 1 (Lauenburg) eine Wahrscheinlichkeit "deutlichen bis starken Schadens" von 1,0 aufweist, hätte in der Region 3 (Göttinger Wald) unter sonst gleichen Bedingungen nur eine Wahrscheinlichkeit "deutlicher bis starker Schadausprägung" von 0,155.

Deutlich treten die schon bei der deskriptiven Datenanalyse erkennbaren regionalen Unterschiede des Schadausmaßes hervor, aber auch der besonders für das Jahr 2016 sehr ausgeprägte Trend zu einem Fortschreiten des Schadausmaßes wird im Modell abgebildet. Außerdem bestätigt das Modell die signifikant höhere Widerstandsfähigkeit von Eschen, die innerhalb des Bestandesgefüges einen hohen Rang einnehmen, und von Exemplaren in einer Umgebung mit geringeren Mischungsanteilen an Esche.

3.3 Modellierung von Veränderungsraten des Bhd-Zuwachses bei unterschiedlich stark geschädigten Eschen mittels GEE

Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass ein zutreffendes Konkurrenzmaß in der Lage ist, gewisse Anteile der Streuung des Bhd-Zuwachses zu erklären. Abbildung 7, in der zu drei aufeinanderfolgenden Beobachtungszeitpunkten die Bhd-Zuwächse des Eschen-Kollektivs über dem Verhältnis Bhd/d<sub>g</sub> dargestellt sind, bestätigt für das verwendete Konkurrenzmaß in Ansätzen die formulierte Vermutung.



Abbildung 7: Bhd-Zuwächse der Eschen über dem Konkurrenzmaß Bhd/d<sub>g</sub> für 2014 (zwischen den Versuchsflächen variierende Beobachtungsperiodenlängen bis 08/2014; überwiegend Durchschnittszuwachs aus mehreren Vorjahren), 2015 (Beobachtungsperiode 08/2014 – 08/2015) und 2016 (Beobachtungsperiode 08/2015 – 08/2016)

Besonders für 2014 (noch Durchschnitt mehrerer Jahre, s. Kap. 2.4) werden mit steigendem Bhd/d<sub>g</sub>-Verhältnis tendenziell größere Durchmesserzuwächse verzeichnet. Bei Betrachtung der Jahreszuwächse zu 2015 und 2015 scheint sich der Zusammenhang weiter abzuschwächen. Die bereits für 2014 zu beobachtende starke Streuung nimmt weiter zu und es treten neben noch zu beobachtenden beachtlich hohen Zuwächsen auch immer mehr Nullwerte des Bhd-Zuwachses über ein großes Spektrum von Bhd/d<sub>g</sub>-Werten in Erscheinung. Das legt die Hypothese nahe, dass durch das Eschentriebsterben verursachte Schäden der Assimilationsorgane, ordinal bewertet über die Schadstufen, sich Zuwachs mindert auswirken. Die Darstellung der beobachteten Bhd-Zuwächse zu den Beobachtungsjahren als Boxplots über den Schadstufen scheint diese Hypothese zu stützen (Abb. 8).



Abbildung 8: Boxplots der Bhd-Zuwächse der Eschen über der ETS-Schadstufe für 2014 (Durchschnittszuwachs aus mehreren Vorjahren bis 08/2014;), 2015 (Beobachtungsperiode 08/2014 – 08/2015) und 2016 (Beobachtungsperiode 08/2015 – 08/2016)

Ausgehend von diesen Überlegungen wurde ebenfalls mit Hilfe der GEE-Technik des Softwarepaketes SPSS 24 ein Modell für die Veränderungsraten des Bhd-Zuwachses an unterschiedlich stark geschädigten Eschen, ausgedrückt durch die Schadstufen 1 bis 5, an die Daten des beobachteten Baumkollektivs angepasst (s. Kap. 2.4).

Als signifikant erwiesen sich neben dem eingeschlossenen konstanten Term die Faktoren Beobachtungsjahr ("jahr"), ETS-Schadstufe ("ets\_stu") und die intervallskalierte Kovariable Bhd/dg ("bhd\_dg"). Ins Modell aufgenommen wurden die Haupteffekte der Prädiktoren. Die versuchsweise in eine Modellversion aufgenommene Wechselwirkung von Bhd/dg innerhalb der ETS-Schadstufe ("ets\_stu (bhd\_dg)") erwies sich als signifikant und führte gemessen am OIC-Kriterium auch zu einer Verbesserung der Anpassungsgüte. Gleichzeitig waren jedoch die Effekte einzelner Stufen des Faktors Schadstufe nicht mehr signifikant und das Modell somit deutlich komplizierter zu interpretieren. Im Folgenden wird die zuerst beschriebene Grundform des Modells im folgenden SPSS-Output und mit den Modellinformationen in Tabelle 7a und 7b dargestellt:

\* Verallgemeinerte Schätzungsgleichungen.

GENLIN incr BY ets\_stu jahr (ORDER=DESCENDING) WITH bhd\_dg

/MODEL bhd\_dg jahr ets\_stu INTERCEPT=YES

DISTRIBUTION=NORMAL LINK=IDENTITY

/CRITERIA SCALE=MLE PCONVERGE=1E-006(ABSOLUTE) SINGULAR=1E-012 ANALY-SISTYPE=3(WALD) CILEVEL=95

#### LIKELIHOOD=FULL

```
/REPEATED SUBJECT=region*flae_id*baum_id WITHINSUBJECT=jahr SORT=YES COR-
RTYPE=INDEPENDENT
```

ADJUSTCORR=YES COVB=ROBUST

#### /MISSING CLASSMISSING=EXCLUDE

/PRINT CPS DESCRIPTIVES MODELINFO FIT SUMMARY SOLUTION (EXPONENTIATED) COVB.

Tabelle 7a (oben) und 7b (unten): Modellinformationen zur verallgemeinerten Schätzungsgleichung (GEE – "General Estimating Equitation") für die Modellierung des Bhd-Zuwachses der Eschen und Tests der Modelleffekte

#### Modellinformationen

Abhängige Variable	jährl. Bhd-Zuwachs [mm]		
Wahrscheinlichkeitsverteilung		Normal	
Verknüpfungsfunktion		Identität	
Subjekteffekt	1	Region	
	2	flae_id	
	3	baum_id	
Innersubjekteffekt	1	Jahr	
Struktur der Arbeitsko	orrelationsmatrix	Unabhängig	

#### Tests der Modelleffekte

	Тур III					
Quelle	Wald-Chi- Quadrat	df	Sig.			
(Konstanter Term)	5,662	1	,017			
Verhältnis Bhd/dg	70,631	1	,000			
Jahr	49,927	2	,000			
ETS-Schadstufe	481,193	4	,000			

Abhängige Variable: jährl. Bhd-Zuwachs [mm]

Modell: (Konstanter Term), Verhältnis Bhd/d<sub>g</sub>, Jahr, ETS-Schadstufe

Die Parameterschätzer in Tabelle 8 sind ähnlich zu interpretieren wie im Modell zur Schätzung der ETS-Schadgruppe. Exp(B) gibt hier eine Veränderungsrate des Bhd-Zuwachses an, wenn sich der Prädiktor um eine Einheit ändert. Deutlich abgebildet wird der starke Einfluss der Schadstufe auf den Radialzuwachs. Ein Baum leistet bereits bei Absinken von Schadstufe 1 nach Schadstufe 2 bei Konstanz der anderen Bedingungen (Bhd/d<sub>g</sub>, Beobachtungsjahr) demnach nur noch knapp den halben Bhd-Zuwachs, bei weiterer Verschlechterung der Schadstufe sind die Zuwachseinbrüche dramatisch. Tabelle 8: Parameterschätzer für die Modelleffekte des Modells zur Schätzung des Bhd-Zuwachses der Eschen. Exp(B) als Grenzwert-Verhältniszahl: Um diesen Faktor verändert sich der Bhd-Zuwachs bei Erhöhung des Prädiktors um eine Einheit, wenn alle anderen Bedingungen gleich bleiben

				Parameter	schätzer					
			95% Wald-Kor	nfidenzintervall	Нура	othesentest		95% Wald-Konfidenzinten Exp(B)		
Parameter	Regressions koeffizientB	Standard Fehler	Unterer Wert	Oberer Wert	Wald-Chi- Quadrat	df	Sig.	Exp(B)	Unterer Wert	Oberer Wert
(Konstanter Term)	2,839	,3333	2,186	3,493	72,574	1	,000	17,107	8,901	32,877
Verhältnis Bhd/dg	1,745	,2076	1,338	2,152	70,631	1	,000	5,726	3,812	8,603
[Jahr=2016]	-,514	,0959	-,702	-,326	28,710	1	,000	,598	,496	,722
[Jahr=2015]	-,596	,0959	-,784	-,409	38,682	1	,000	,551	,456	,665
[Jahr=2014]	0ª							1		
[ETS-Schadstufe=5]	-3,611	,2074	-4,018	-3,205	303,186	1	,000	,027	,018	,041
[ETS-Schadstufe=4]	-3,081	,1969	-3,467	-2,695	244,759	1	,000	,046	,031	,068
[ETS-Schadstufe=3]	-1,998	,1937	-2,378	-1,618	106,365	1	,000	,136	,093	,198
[ETS-Schadstufe=2]	-,734	,1799	-1,087	-,382	16,654	1	,000	,480	,337	,683
[ETS-Schadstufe=1]	0ª							1		
(Skala)	4,969									
Abhängige Variable: j Modell: (Konstanter T	ährl. Bhd-Zuwachs erm), Verhältnis Bl	(cm) cm] nd/dg, Jahr, ETS-	Schadstufe							
a. Auf 0 gesetzt, da	dieser Parameter	redundant ist.								

## 4 Diskussion

Der Beitrag unternimmt erstmals den Versuch, den Einfluss von Parametern einfach zugänglicher waldwachstumskundlicher Größen auf die Ausprägung der neuartigen Pilzerkrankung Eschentriebsterben zu untersuchen. Auf der Grundlage der erhobenen Daten konnten Einflüsse des Mischungsanteils der Baumart Esche innerhalb des Bestandes und des Ranges der Esche im Bestandesgefüge, ausgedrückt über ein einfaches und in der zeitlichen Dynamik eher "träges" Konkurrenzmaß Bhd/de, als statistisch signifikant herausgearbeitet werden. Ebenfalls signifikant waren Unterschiede im Schadniveau zwischen verschiedenen Regionen. Dabei überrascht zunächst, dass in der vorliegenden Untersuchung die geografische Nord-Süd-Abfolge nicht eindeutig mit einem abnehmenden Schadniveau Richtung Süden, also entlang des vermuteten Haupteinwanderungsweges des Erregers, einhergeht. Vielmehr bleiben die Schäden in den in der Mitte gelegenen, standörtlich vergleichbaren Regionen Elm und Göttinger Wald bisher geringer, wenn auch dort mit zunehmender Tendenz. Für eine weitergehende kausale Interpretation bleibt der Faktor "Region" in der vorliegenden Auswertung jedoch zu komplex. Eindeutig herausgearbeitet wurde der Trend einer deutlichen Zunahme der Schäden mit der Zeit. Besonders von 2015 zum vorerst letzten Beobachtungsjahr 2016 tritt eine deutliche Verschärfung der Schadenssituation ein. Ob diese mit auf besonders ungünstige Witterungsbedingungen zurückzuführen ist oder irreversibel bleibt, müsste eine Fortsetzung der Aufnahmen in den Folgejahren klären. Auf der Ebene des Einzelbaumes gibt es neben den bisher am häufigsten zu verzeichnenden allmählichen Verschlechterungen, oft mit zwischenzeitlichem Verharren in einer Schadstufe auch immer wieder Erholungen von Bäumen um eine Schadstufe. Diese Beobachtung kann natürlich mit durch den gutachtlichen Charakter der Bonituren begründet sein. Nichtsdestotrotz gibt es bisher in fast allen Beobachtungsflächen Einzelbäume, die bisher erstaunlich vital bleiben.

Wie zu vermuten, zeigt sich der Einfluss der sichtbaren Schädigung der Eschen, ausgedrückt über die Schadstufe der Bonitur, auf die Durchmesserzuwachsleistung der Bäume als erheblich. Das drückt sich in signifikant verringerten Zuwachsraten mit zunehmender Schädigung aus.

Als statistische Methode zur Lösung beider Versuchsfragestellungen kamen GEE-Modelle zum Einsatz. Diese zeichnen sich dadurch aus, dass sie Abhängigkeiten geclusterter Beobachtungen ausgleichen können und robuste Parameterschätzungen und Standardfehler liefern. Eine Schwäche besteht darin, dass die Korrelationen der Beobachtungen durch diese Methode jedoch nicht kausal aufgeklärt und für Erklärungsbeiträge herangezogen werden, wie das in gemischten Modellen möglich ist (BALTES-GÖTZ 2016).

#### Literatur

- Abt. Waldschutz der NW-FVA (2011): Eschentriebsterben. Waldschutzinfo der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt. 5 S.
- BALTES-GÖTZ, B. (2016): Generalisierte lineare Modelle und GEE-Modell in SPSS Statistics. Uni Trier, Zentrum für Informations-, Medien- und Kommunikationstechnologie. 47 S.
- GUERICKE, M. (2005): Waldwachstumskundlicher Vergleich zweier Wuchsreihen in Buchen-Edellaubbaummischbeständen. Ein Beitrag zur Diskussion des Wuchsreihenansatzes. Tagungsbericht der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten, S. 60-72.
- IBM (2016): SPSS Statistics Version 24
- LENZ, H.; STRABER, L.; BAUMANN, M.; BAIER, U. (2012): Boniturschlüssel zur Einstufung der Vitalität von Alteschen. AFZ–DerWald 3, 18–19
- METZLER, B.; BAUMANN, M. ; BAIER, U.; HEYDECK, P.; BRESSEM, U.; LENZ, H. (2013): Handlungsempfehlungen beim Eschentriebsterben. AFZ–DerWald 5, 17–20
- PRETZSCH, H., 2001: Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Blackwell-Wissenschafts-Vlg. Berlin, 380 S.
- VDFV Verein deutscher forstlicher Versuchsanstalten (1902): Anleitung zur Ausführung von Durchforstungs- und Lichtungs-Versuchen. Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen 34, 668-674

Sonja Vospernik und Arne Nothdurft Institut f. Waldwachstum, BOKU Wien

## Summary

Tree species, age, site (topography, soil, climate) and competition have a relevant influence on both overall diameter increment and the yearly pattern of tree growth. In Austria, tree growth at lower elevations is mainly limited by water availability, whereas at higher elevations temperature is the limiting factor. Differences in onset, duration and cessation of growth usually show pronounced differences between species, site and year. In this study we examined growth differences between low and high elevation sites in the period from 2011 until 2015. Dendrometers were installed on 108 trees on five study sites. Rosalia and Kreisbach represent lower elevation sites. Measurements in Nasswald, Gerlos and Zillertal represent elevational gradients from the montane zone to the timber line. We fit a nonlinear hierarchical mixed model to the data and examined the influence of various site covariates, climate variables and tree attributes. The logistic model predicts the cumulative diameter increment, dependent on the number of days since the 1<sup>st</sup> of April. Moreover we compared the onset, cessation and duration of the growing season using three different methods to define the growing season: (a) all days with a mean temperature > 5 °C, (b) according to the definition given by v. Wilpert, (c) by an empirical approach using the 5<sup>th</sup> and 95<sup>th</sup> percentile of the logistic model from the dendrometer data. The average diameter increment in the study area was 0.30 cm and it took approximately 90 days to attain half of the asymptotic growth. Significant variables in the model were calendar year, study site, tree species, social status and tree age. The comparison between different definitions of the growing season showed very large differences among the three methods. In particular, the growing season from dendrometer data indicated a longer duration of the growing season at high elevation sites in comparison with low elevation sites. This is in contrast to the temperature-based methods (a) and (b).

## Einleitung

Baumart, Alter, Standort (Lage, Klima, Boden) und Konkurrenz haben einen deutlichen Einfluss auf den Zuwachs und die Verteilung des Zuwachses im Jahr. In Österreich ist in tiefen Lagen das Wachstum vor allem durch Trockenheit begrenzt, während in höheren Lagen das Wachstum durch zu niedrige Temperaturen limitiert ist (Rossi et al. 2008, GRUBER et al. 2009). Innerhalb eines Jahres zeigen sich deutliche Unterschiede im Wachstumsbeginn nach Baumart, Standort und Jahr (HENHAPPL 1965, JEŽIK et al. 2011, KRAMER 1982, VAN DER MAATEN 2013, WIPFLER et al. 2009). Bäume können auch eine unterschiedliche genetische Anlage zum früh- bzw. spät austreiben aufweisen (BURGER 1926, KALLIOKOSKI et al. 2012). In Mitteleuropa liegt der Wachstumsbeginn beim Laubholz am Anfang April und das Wachstum endet Ende August. Beim Nadelholz ist der Wachstumsbeginn ebenfalls Anfang April, aber das Wachstumsende endet erst Ende September (HENHAPPL 1965, JEŽIK et al. 2011, KRAMER 1982, FRANZ et al. 1990, LINARES et al. 2009). Der Zuwachsgang innerhalb eines Jahres kann zeitlich hoch aufgelöst mit Dendrometern nachverfolgt werden. Banddendrometer messen Umfangänderungen und integrieren den Zuwachs über den gesamten Schaft. Punktdendrometer registrieren nur den Radialzuwachs an einer bestimmten Stelle (VAN DER MAATEN 2013). Neben dem eigentlichen Zuwachs registrieren Dendrometer auch das Quellen und Schwinden des Stammes. Wegen des starken Quellen und Schwindens ist die Verwendung von Dendrometern insbesondere bei der Ermittlung von täglichen Zuwächsen kritisiert worden (MÄKI-NEN et al., 2003).

## Daten

Die Dendrometermessungen wurden in 5 Gebieten in den Jahren zwischen 2011 und 2015 durchgeführt (Tabelle 1). Die Gebiete Kreisbach und Rosalia repräsentieren tiefe Lagen mit einer Seehöhe von 480 m und 650 m und mit einer Jahresmitteltemperatur von 9.2 °C bzw. 6.5 °C. Die Jahresniederschläge betragen 660 – 800 mm. Im Sommer kommt es insbesondere in Kreisbach in warmen Jahren zu Trockenzeiten. In Nasswald, Gerlos und Zillertal wurden die Erhebungen an Seehöhentransekten von montanen Bereichen bis zur Waldgrenze durchgeführt. Dabei liegt die Waldgrenze anthropogen in Nasswald mit 1600 m deutlich niedriger als im Zillertal mit 2070 m. Die Dendrometermessungen erfolgten in tiefen

Tabelle 1: Zusammenfassende Beschreibung der Probeflächen						
Gebiet	Jahre	Baumart	Seehöhe m	T °C	NS mm	
Kreisbach	2013-2015	Fi, Bu	480	9.2	659	
Rosalia	2011-2015	Fi, Bu	650	6.5	796	
Nasswald	2015	Fi	620-1460	6.6	866	
Gerlos	2013-2015	Fi	1300-1960	4.5	975	
Zillertal	2013-2015	Fi, Zi	1300-2070	2.5	1162	

Lagen an Fichte und Buche; in Hochlagen an Fichte und Zirbe. Insgesamt umfasst der Datensatz Messungen von 108 Bäumen mit 1-5 Zuwachsjahren.

# Methoden

Zur Beschreibung der saisonalen Wachstumsverläufe unter besonderer Berücksichtigung der Datenstruktur wurde ein hierarchisches nichtlineares gemischtes Modell (HNLMM) mit 3 Gruppierungsebenen verwendet; s. NOTHDURFT et al. (2006) für methodische Details. Die oberste Gruppierungsebene war die Probefläche, die mittlere Gruppierungsebene war der Baum und die unterste Gruppierungsebene war die Messperiode. Als Grundfunktion wurde ein logistisches Modell mit der Asymptote a<sub>0</sub>, dem Wendepunkt b<sub>0</sub> und dem Skalenparameter c<sub>0</sub> angepasst (Gleichung 1). Dabei liegt der Wendepunkt bei der Hälfte der Asymptote. Der Skalenparameter gibt den Abstand von b₀ bis zum Erreichen von ≈73 % des Zuwachses an. Die Parameter des logistischen Modells sind in Abbildung 1 dargestellt.

$$y_t = \frac{a_0}{\frac{b_0 - t}{1 + e^{\frac{b_0 - t}{c_0}}}}$$

Als Kovariablen auf Probepunktebene wurde der Einfluss von Seehöhe, Exposition, Hangneigung, Alter, Grundfläche und Oberhöhenbonität getestet. Auf Baumebene wurde der Einfluss von Baumart, BHD, Höhe, Kronenansatz, HD-Wert, Kronenprozent und Soziologie untersucht. In der Messperiode wurde der Einfluss von Jahr, Länge der Vegetationszeit und Temperatursumme in der Vegetationszeit getestet. Die Vegetationszeit wurde dabei auf drei Arten definiert: (a) alle Tage, bei denen die Lufttemperatur über 5 °C liegt, (b) nach der Definition von v. WILPERT (1990). Er definiert die Vegetationszeit als alle Tage an denen der 7-Tage gleitende Mittelwert der Lufttemperatur größer als 10 °C ist. Die Vegetationszeit beginnt dabei am ersten Tag an dem dieses Kriterium zutrifft, sie wird aber erst





unterbrochen, wenn das Kriterium an 5 auf einander folgenden Tagen nicht mehr zutrifft. Eine Fortsetzung der Vegetationsperiode findet ebenfalls erst statt, wenn das Kriterium an 5 auf einander folgenden Tagen erfüllt ist. Jedenfalls endet die Vegetationszeit nach v. WILPERT (1990) am 6. Oktober, da hier nach seiner Auffassung das Tageslicht für das Wachstum nicht mehr ausreicht. Seine ursprüngliche Definition sieht weiters vor, dass die Vegetationszeit unterbrochen wird, wenn die Bodenwasserspannung an 5 auf einander folgenden Tagen unter -1100 Hektopaskal sinkt. Dieses Kriterium konnte jedoch nicht umgesetzt werden, da die entsprechenden Daten fehlten. (c) Die Vegetationsperiode wurde empirisch zwischen dem 5. und dem 95. Perzentil der bedingten Erwartungswertprognose des Modells hergeleitet. Abbildung 2 zeigt, dass sich das HNLMM-Modell flexibel an die Daten anpassen lässt.

(1)



Abbildung 2: Anpassung des Modells für Baum Nr. 352 in Kreisbach für die Jahre 2013, 2014 und 2015

# Ergebnisse

Für das Modell (Gleichung 1) ergab sich eine Asymptote von 0.30, ein Wendepunkt von 90 und ein Skalenparameter von 20. Das bedeutet, dass der mittlere Durchmesserzuwachs für alle 5 Gebiete 0.30 cm betrug. Die Hälfte des Zuwachses wurde innerhalb von 90 Tagen ab dem Zuwachsbeginn geleistet, nach weiteren 20 Tagen waren 73 % des gesamten jährlichen Zuwachses erreicht. Signifikante Variablen im Modell waren das Jahr, das Wuchsgebiet, die Baumart, die Soziologie und das Alter.



Abbildung 3: Jährlicher kumulierter Durchmesserzuwachs in Tieflagen in Rosalia (links) und in Kreisbach (rechts) in den Jahren 2011-2015

In den tiefen Lagen (Abbildung 3) ergaben sich deutliche Wachstumsunterschiede zwischen den Jahren. Insbesondere zeigten die trockenen Jahre 2013 und 2015 ein schlechteres Wachstum als die kühleren und feuchteren Jahre 2012 und 2014. Das geringe Wachstum im Jahr 2011 dürfte auf einen zu späten Messbeginn zurück zu führen sein.



Abbildung 4: Jährlicher kumulierter Durchmesserzuwachs in Hochlagen in Gerlos und im Zillertal (Tirol1) und am Schlegeisspeicher (Tirol3) in den Jahren 2013-2015.

Für die Hochlagen ergaben sich insgesamt nur geringe Wachstumsunterschiede zwischen den Jahren. Entgegen den Erwartungen zeigte sich im warmen und trockenen Jahr 2015 keine Zuwachszunahme. Besonders gering waren die Wachstumsunterschiede am Schlegeisspeicher. Auf diesem Transekt weist die Zirbe besonders geringe Wachstumsunterschiede zwischen den Jahren auf.



Abbildung 5: Jährlicher kumulierter Durchmesserzuwachs für Kreisbach in den Jahren 2014 und 2015 für Fichte und Buche

Deutliche Wachstumsunterschiede gibt es auch zwischen den Baumarten. In Kreisbach (Abbildung 5) wächst die Fichte im kühlen und feuchten Jahre 2014 bei gleichem Durchmesser etwas besser als die Buche. Im warmen und trockenen Jahr 2015 ist der Zuwachs beider Baumarten in den tiefen Lagen geringer. Die Wachstumseinbußen der Buche sind jedoch deutlich geringer als die der Fichte, sodass die Buche 2015 deutlich besser wächst als die Fichte.



Abbildung 6: Jährlicher kumulierter Durchmesserzuwachs für Kreisbach in den Jahren 2014 und 2015 für Buche nach Soziologien

Deutliche Unterschiede im Wachstum ergeben sich auch zwischen den verschiedenen soziologischen Baumklassen. Erwartungsgemäß haben die vorherrschenden Bäume einen stärkeren Zuwachs die als die mitherrschenden und unterdrückten Bäume. Die Unterschiede zwischen den Soziologien sind 2014, einem günstigen Jahr für das Wachstum, größer als im Trockenjahr 2015.

Der Vergleich der Berechnungsmethoden für die Vegetationszeit (Tabelle 2) zeigte, dass die Berechnung der Vegetationszeit aus allen Tagen mit einer Mitteltemperatur T > 5 °C deutlich längere Vegetationszeiten ergibt als die Berechnungsmethode nach v. Wilpert (1990). Vergleicht man die Vegetationszeiten in Kreisbach mit der Vegetationszeit in Tirol (Tabelle 2), so ergeben sich für die Hochlagen in Tirol deutlich kürzere Vegetationszeiten.

nuch v. whipert (19	90)			
Vegetationszeit	Gebiet	2013	2014	2015
$T > 5^{\circ}C$	Kreisbach	218	262	249
v. Wilpert	Kreisbach	160	172	175
$T > 5^{\circ}C$	Tirol	155	186	142
v. Wilpert	Tirol	81	67	93

Tabelle 2: Dauer der Vegetationszeit in Kreisbach und Tirol wenn (a) alle Tage mit einer Mitteltemperatur T > 5°C gezählt werden (b) nach der Berechnungsmethoden nach v. Wilpert (1990)

Aus den angepassten Modellkurven, die an die Dendrometerdaten angepasst wurden, (Tabelle 3) errechnet sich der Beginn der Vegetationszeit für die Jahre 2013-2015 mit Mitte April bis Ende April. Das gilt sowohl für tiefe Lagen als auch für die Hochlagen. Das Wachstumsende ist Ende August bis Mitte September. Hier zeigt sich sogar, dass das Wachstum in den Hochlagen etwas später beendet wird als in den tieferen Lagen. Insgesamt ergibt sich damit aus den Modellanpassungen für die Dendrometerdaten in den Hochlagen eine etwas längere Wachstumsperiode als in den tiefen Lagen. Diese Ergebnisse sind deutlich unterschiedlich zu denen, bei der die Vegetationszeit auf Basis von Temperatursummen hergeleitet wurde (Methode (a) und (b)).

Tabelle 3: Beginn, Ende und Dauer der Vegetationszeit berechnet aus dem 5. und 95. Perzentil der angepassten Wachstumskurven für die Jahre 2013, 2014 und 2015. Beginn und Ende der Vegetationszeit sind in Anzahl von Ta-

gen nacn aem 1. Ap	gen nach dem 1. April angegeben.						
Vegetationszeit	Gebiet	2013	2014	2015			
Beginn	Kreisbach	27	12	27			
Ende	Kreisbach	150	154	92			
Dauer	Kreisbach	121	142	62			
Beginn	Tirol	12	31	25			
Ende	Tirol	174	153	135			
Dauer	Tirol	163	116	110			

## Diskussion

Der Vergleich des Wachstums in tiefen Lagen und Hochlagen zeigt, dass es in warmen und trockenen Jahren in tieferen Lagen zu deutlichen Zuwachsverminderungen kommt. Starke Zuwachsrückgänge in Trockenjahren wurden auch in anderen Studien festgestellt (z.B. VAN DER MAATEN 2013, ZANG et al. 2011, LINARES et al. 2009). In den Hochlagen reagiert das Wachstum jedoch nur gering auf das größere Wärmeangebot. Das heißt, dass in warmen und trockenen Jahren eine Zuwachsverminderung in den tieferen Lagen nicht einhergeht mit einem gesteigerten Wachstum in den Hochlagen. Insbesondere die Zirbe ist eine langsamwüchsige Baumart, die kaum Wachstumsunterschiede zwischen den Jahren zeigt. Dies zeigt sich auch bei LORIS (1980). Bei einem zunehmenden Anstieg der Lufttemperaturen im Rahmen der globalen Erwärmung könnte die Zirbe demnach durch die relative Steigerung der Konkurrenzkraft anderer Baumarten künftig verdrängt werden.

Der Wachstumsbeginn, den wir aus den Dendrometerdaten beobachten konnten, passt gut zu den Angaben anderer Autoren (JEŽIK et al. 2011, KRAMER 1982, FRANZ et al. 1990, LINARES et al. 2009). Tatsächlich scheint der Wachstumsbeginn in den Hochlagen besonders früh einzusetzen. Offensichtlich gibt es in warmen Jahren nur geringe Unterschiede im Wachstumsbeginn zwischen tieferen Lagen und Hochlagen. Das Wachstumsende ist in den Hochlagen später als in den tiefen Lagen. Insbesondere im warmen und trockenen Jahr 2015 ist dieser Unterschied stark ausgeprägt gewesen. Das deutet darauf hin, dass das Wachstum in tiefen Lagen rascher erfolgt, während das Wachstum in den Hochlagen länger andauert.

Die Auswertungen haben gezeigt, dass sich jährliche Wachstumsverläufe mit Dendrometern gut messen lassen. Da das Wachstum aber sehr früh beginnt, sollten die Dendrometer auch früh im Jahr montiert werden oder aber während des Winters an den Bäumen verbleiben. Ein hierarchisches nicht-lineares gemischtes Wachstumsmodell ist für die Auswertung der Daten gut geeignet. Die logistische Wachstumskurve bewies sich als ausreichend flexibel, um die Vielfalt der intra-annuellen Wachstumsverläufe zu modellieren.

## Literaturverzeichnis

- BURGER, H.: Untersuchungen über das Höhenwachstum verschiedener Holzarten. Mitt. Schweiz. Zentralanstalt f. Forstl. Versuchsw. 14:20-158
- FRANZ, F., PRETZSCH, H., FOERSTER, W.: Untersuchungen zum Jahreszuwachsgang geschädigter Fichten in Südbayern. Forst und Holz 45(16): 461–466, 1990
- GRUBER, A., ZIMMERMANN, J., WIESER, G., OBERHUBER, W.: Effects of climate variables on intra-annual stem radial increment in Pinus cembra (L.) along the alpine treeline ecotone. Ann. For. Sci. 66(5), 2009
- HENHAPPL, G.: Über die Stärkenänderung der peripheren Stammzone von Waldbäumen im Jahresablauf. Dissertation. Universität Freiburg. 1965
- JEŽÍK, M., BLAŽENEC, M., STŘELCOVÁ, K., DITMAROVÁ, Ľ.: The impact of the 2003-2008 weather variability on intraannual stem diameter changes of beech trees at a submontane site in central Slovakia. Dendrochronologia 29(4): 227–235, 2011
- KALLIOKOSKI, T., REZA, M., JYSKE, T., MÄKINEN, H., NÖJD, P.: Intra-annual tracheid formation of Norway spruce provenances in southern Finland. Trees - Struct. Funct. 26(2): 543–555, 2012
- KRAMER, H.: Kurzfristige Zuwachsreaktionen bei Buche in Abhängigkeit von Witterung und verschiedenen Baummerkmalen. AFJZ 153(4): 57–67, 1982
- LINARES, J.C., CAMARERO, J.J., CARREIRA, J.A.: Plastic responses of Abies pinsapo xylogenesis to drought and competition. Tree Physiol. 29(12): 1525–1536, 2009
- VAN DER MAATEN, E.: Thinning prolongs growth duration of European beech (Fagus sylvatica L.) across a valley in southwestern Germany. For. Ecol. Manage. 306: 135–141, 2013
- MÄKINEN, H., NÖJD, P., SARANPÄÄ, P.: Seasonal changes in stem radius and production of new tracheids in Norway spruce. Tree Physiol. 23(14): 959–968, 2003
- NOTHDURFT, A., KUBLIN, E., LAPPI, J. A non-linear hierarchical mixed model to describe tree height growth. Eur. J. Forest. Res. 125(3): 281–289, 2006.
- ROSSI, S., DESLAURIERS, A., GRIÇAR, J., SEO, J.-W., RATHGEBER, C.B., ANFODILLO, T., MORIN, H., LEVANIC, T., OVEN, P., JAL-KANEN, R.: Critical temperatures for xylogenesis in conifers of cold climates. Glob. Ecol. Biogeogr. 17(6): 696– 707, 2008
- v. WILPERT, K.: Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde: Ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wasserstressdisposition. Disseration. Universität Freiburg, 1990
- WIPFLER, P., SEIFERT, T., BIBER, P., PRETZSCH, H.: Intra-annual growth response of adult Norway spruce (Picea abies [L.] KARST.) and European beech (Fagus sylvatica L.) to an experimentally enhanced, free-air ozone regime. Eur. J. For. Res. 128(2): 135–144, 2009
- ZANG, C., PRETZSCH, H., ROTHE, A.: Size-dependent responses to summer drought in Scots pine, Norway spruce and common oak. Trees 26(2): 557–569, 2011

# Radialzuwachs von Fichten im Randbereich großer Verjüngungsöffnungen: ein Beispiel aus den Schweizerischen Alpen

Petia Nikolova, Valentina Vitali, Paolo Cherubini, Andreas Zingg, Peter Brang Eidgenössische Forschungsanstalt f. Wald, Schnee u. Landschaft WSL. Birmensdorf, Schweiz

## 1 Einleitung

Die Gebirgswälder der Schweizerischen Alpen sind wichtige Lieferanten für den Rohstoff Nadelholz, insbesondere von Fichtenholz. Der Anteil der Fichte beträgt ca. 45% des Vorrats und 58-60% der Holzernte (LANDESFORSTINVENTAR LFI, Daten für die Periode 2009-2013). Gleichzeitig sind die fichtendominierten Gebirgswälder mehrheitlich Schutzwälder mit zentraler Bedeutung für die regionale Entwicklung (Duc et al., 2010). Bis etwa ins Jahr 2000 war es gute fachliche Praxis, Steilhang-Fichtenwälder einzelstammweise zu bewirtschaften oder zur Verjüngungsförderung schmale Lücken zu schlagen. Der wirtschaftliche Druck auf die Forstbetriebe hat diese seither vermehrt zu sehr starken Eingriffen veranlasst. Resultat sind Verjüngungsöffnungen mit Breiten über 30 m und Längen von bis zu mehreren 100 m, die waldbautechnisch Kahlhiebe1 darstellen (Abbildung 1), weil der allfällig vorhandene Unterwuchs in der Regel geräumt oder bei der Holzernte zerstört wird. In Schutzwäldern dürften dabei die Grenzwerte für Lückengrössen (FREHNER et al. 2005) zumindest ausgeschöpft werden. Da derart starke Eingriffe ein neues Phänomen sind, sind ihre Auswirkungen kaum bekannt. Die resultierenden sehr grosse Verjüngungsöffnungen können zu nachteiligen Auswirkungen wie störungsanfälligen Rändern, verzögerter Verjüngung sowie Zuwachsreduktionen führen. Die vorliegende Studie hat das Ziel, die Effekte dieser eventuell unangemessenen Waldbaupraktiken auf den Zuwachs individueller Fichten auf starke einseitige Freistellung zu untersuchen, um die ertragskundlichen Entscheidungsgrundlagen im Gebirgswald zu verbessern.



Abbildung 1: Beispiele flächiger Räumungen mit Seilkran in Gebirgswäldern. Photos: P. Brang

# 2 Methoden

Die Zuwachsreaktionen von Fichten auf starke einseitige Freistellung wurden mittels dendrochronologischen Methoden untersucht (RUBINO & MCCARTHY 2004). Diese erlauben es, den Einfluss von Umweltveränderungen, zum Beispiel einer Freistellung, auf den Durchmesserzuwachs von Bäumen retrospektiv festzustellen. Von zwei Gruppen von Fichten mit unterschiedlicher Standraumerweiterung wurden Bohrkerne entnommen: einer Gruppe mit stark freigestellten Bäumen im Randbereich der Verjüngungsöffnungen und einer Gruppe von im Bestand verbliebenen, höchstens leicht freigestellten Bäumen. An den Bohrkernen wurde die jährliche Jahrringbreite gemessen und dann der Radialzuwachs in der Periode vor und nach dem Eingriff verglichen. Damit sollten folgende Fragen beantwortet werden:

- (1) Wie stark reagieren die Bäume auf die Veränderung ihres Standraumes?
- (2) Ist diese Reaktion abhängig von den Standorteigenschaften?
- (3) Welche Rolle spielt die Baumgrösse bei diesen Zuwachsreaktionen?

<sup>1</sup> Kahlhieb = flächige Räumung einer Waldfläche. Diese waldbautechnische Definition ist vom Begriff Kahlschlag im gesetzlichen Sinn zu unterscheiden, der eine Kahlhieb bezeichnet, der auf der Schlagfläche zu freilandähnlichen ökologischen Bedingungen führt.

Die Studie wurde in vier mindestens 8 Jahre alten Verjüngungslücken in hochmontanen und subalpinen Fichten-Tannenwäldern durchgeführt (Tabelle 1). Zwei der Lücken befanden sich an nordwestlich exponierten Hängen mit nord-östlicher Lückenausrichtung, bei den anderen zwei waren Hang und Lücke nach Süden ausgerichtet. Drei Altbestände sind aus Naturverjüngung entstanden, der jüngste Bestand Jenins ist dagegen eine Pflanzung. Die Lücken sind zwischen 35 m (Sur En) und 70 m (Furna und Siat) breit.

Die Klimabedingungen unterschieden sich zwischen den vier Standorten: die Fläche in Sur En (Unterengadin) ist die warm-trockenste, die anderen drei Flächen sind klimatisch kühl und feucht eingestuft (Ariditätsindex DMI von > 90).

Verjüngungsöffnung	Furna	Jenins	Siat	Sur En
Koordinaten	46°54'07"N 9°40'16"E	47°01'21"N 9°33'54"E	46°47'58"N 9°09'40"E	46°48'43"N 10°22'35"E
Höhe (m ü. M.)	1680	1215	1615	1500
Hangausrichtung	Nord-West	Süd	Süd	Nord-West
Lückenausrichtung	Nord-Ost	Süd	Süd	Nord-Ost
Witterung (1991-2013) <sup>1)</sup>				
Jahresdurchschnitt der Temperatur (T, °C)	3.6	5.7	3.6	4.4
Minimum / Maximum der T (°C)	-0.1 / 8.0	1.9 / 10.1	0.1 / 7.8	-0.4 / 10.1
Durchschnitt der Sommertemperatur (°C) <sup>2)</sup>	11.7	13.9	11.6	13.3
Durchschnittlicher Jahresniederschlag (P, mm/Jahr)	1322	1472	1481	811
Durchschnittlicher Sommerniederschlag (mm/Jahr)	493	546	481	323
Ariditätsindex nach de Martonne (DMI) <sup>3)</sup>	97	94	109	56
Charakteristik des Bestandes				
Eingriffsjahr	2004	1997	2004	2006
Mittlere Breite der Verjüngungsöffnung (m)	70	55	70	35
Stammzahl (N/ha)	332	749	363	644
Vorrat (m³/ha)	1029	795	668	400
Basalfläche (m²/ha)	71.2	62.9	47.6	34.6
Oberhöhe (h <sub>dom</sub> , m) <sup>4)</sup>	35.6	31.4	33.1	28.4
BHD der dominanten Bäume (d <sub>dom</sub> , cm)	61.5 ± 0.5	50.7 ± 0.4	56.3 ± 0.4	41.2 ± 0.9
Bonität <sup>5)</sup>	22	18	20	16
Charakteristik der Probebäume				
Anzahl Probebäume	32	73	29	46
Alter der 5 ältesten Bäume (Jahre) <sup>6)</sup>	266 ± 6	59 ± 2	249 ± 9	174 ± 10
Mittlerer BHD der Probebäume (cm)	50 ± 2.3	34 ± 1.5	48 ± 2.1	30 ± 1.7

Tabelle 1: Beschreibung der Bestände und der untersuchten Probebäume. Verändert nach Vitali et al. (2016).

<sup>1)</sup>Witterungsdaten gemittelt für die Periode 1991-2013.

<sup>2)</sup>Die Sommerperiode ist definiert vom 1. Juni bis 31. August.

<sup>3)</sup>Der Ariditätsindex nach de Martonne ist berechnet als  $DMI = \frac{P}{T+10}$  (MaLIVA & MISSIMER 2012).

<sup>4)</sup>Mittlere Höhe der 100 grössten Bäume pro ha im Alter 50 (modelliert nach ZINGG 1999).

<sup>5)</sup>Bonität nach Keller (1978) für Schweizerische Gebirgswälder, hohe Werte bedeuten hohe Bestandesproduktivität.

<sup>6)</sup>Baumalter der 5 längsten und vollständigsten Bohrkerne pro Probefläche (Mittelwerte ± Standardfehler).

Von 1975 bis 2013 wurde das Klima besonders in Siat arider (Abbildung 2), d.h. trockener und wärmer. Die abrupte Abnahme des DMI im Jahr 2003 in allen Untersuchungsflächen sticht ins Auge, wobei auch die Jahre 2004 bis 2007 tiefe DMI-Werte aufwiesen.



Abbildung 2. Entwicklung des Ariditätsindexes DMI (de Martonne 1926) in der Periode 1975-2013 auf den Untersuchungsflächen Siat, Sur En, Furna und Jenins. Die roten Punkte markieren die Eingriffsjahre. Die vertikale gestrichene Linie bildet das Trockenjahr 2003 ab. Verändert nach Vitali et al. (2016).

In jedem der an die Lücken angrenzenden Bestände wurde eine Probefläche (20 m x 40 m, Abbildung 3) angelegt, auf der alle lebenden Bäume mit BHD  $\geq$  7,5 cm kartiert und in 1 m Höhe über der Bodenoberfläche im Stamm gebohrt wurden. Pro Baum wurden 2 Bohrkerne in entgegengesetzten Richtungen senkrecht zur Hangneigung entnommen, um Stellen mit Druckholzbildung zu meiden. Alle Bäume mit Kronen, welche an die Verjüngungslücke grenzen, wurden als Randbäume bezeichnet, die restlichen Bäume galten als Bestandesbäume. Aus den vier Probeflächen wurden insgesamt 134 Jahrringchronologien gewonnen. Nach der Bearbeitung der Bohrkerne mit Standardmethoden (GRISSINO-MAYER 2003) wurde die Veränderung des Radialzuwachses (PGC, percent growth change) zwischen den zwei Perioden 10 Jahre vor und 10 Jahre nach dem Eingriff berechnet:

$$PGC = \frac{Ga - Gp}{Gp} \times 100 \tag{Eq. 1}$$

Ga ist der mittlere Radialzuwachs 10 Jahre nach dem Eingriff, Gp ist der mittlere Radialzuwachs 10 Jahre vor dem Eingriff.

Die Koordinaten der in der Lücke verbliebenen Stümpfe sowie deren Durchmesser wurden aufgenommen, um Position und Baumgrößen der genutzten Bäume und somit den Bestand vor dem Eingriff zu rekonstruieren. Dazu wurden flächenspezifische Funktionen entwickelt, die sich auf Durchmessermessungen in fünf Höhen an 10 repräsentativen lebenden Bäumen pro Bestand stützten. Aufgrund von Position und BHD aller rekonstruierten und aller stehenden Bäume wurde pro Baum der Konkurrenzindex nach Hegyi (CI, LEE & VON GADOW, 1996) berechnet, um den Standraum jedes Probebaumes vor und nach dem Eingriff zu schätzen:

$$CI_i = \sum_{j=1}^n \frac{dbh_j/dbh_i}{d_{ij}}$$
(Eq.2)

CI ist der berechnete Konkurrenzindex für Baum *i*, dbh<sub>i</sub> ist der BHD des Baumes *i* (cm), dbh<sub>j</sub> ist der BHD des Konkurrenten *j* (cm), d<sub>ij</sub> ist die Distanz zwischen Baum *i* und den Konkurrenten *j* (m), *n* ist die Anzahl der Bäume in der Konkurrenzzone mit einem dynamischen Radius. Weitere methodische Ausführungen sind in LEE & von GADOW (1996) zu finden.

Die Zuwachsveränderungen PGC wurden in Bezug zur Veränderung der individuellen Konkurrenzsituation (CI), der aktuellen Baumposition (Rand / Bestand), des BHDs im Eingriffsjahr und der Flächenlage (Furna, Jenins, Siat, Sur En) mittels eines linearen Regressionsmodells (analysis of covariance) statistisch ausgewertet. Für Vergleiche zwischen den Probeflächen wurde nachträglich ein Tukey-Test (Tukey's post hoc test) durchgeführt. Alle Auswertungen würden in R Version 3.1.2 (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2014) durchgeführt.



Abbildung 3. Schema einer Probefläche (rot, gestrichelt) zur Analyse der Zuwachsreaktion von Randbäume auf einseitige Freistellung.

# 3 Ergebnisse und Interpretation

### 3.1 Verlauf und Ausmaß der Freistellungeffekte

Die Freistellungseffekte auf den radialen Zuwachs der Bäume waren flächenspezifisch. Deutlich nahm der Zuwachs der Randbäume, feststellbar drei Jahre nach dem Eingriff, nur auf den Flächen Furna und Sur En zu (Abbildung 4). In Jenins zeigten sich deutliche Zuwachsunterschiede zwischen Rand- und Bestandesbäumen erst 2005, d.h. 8 Jahre nach dem Eingriff, was möglicherweise mit einer stressbedingten Zuwachsreaktion auf das Trockenjahr 2003 zu erklären ist. Fichten am Rand der Verjüngungsöffnung in Jenins erholten sich nach dem Trockenjahr anscheinend schneller als diejenigen im Bestand. In Siat wuchsen die Bäume beider Gruppen ohne Zuwachsunterschiede.

Die Wirkung der Freistellung auf den BHD-Zuwachs beschränkte sich damit auf die Randbäume der nach Nordwesten exponierten Flächen; es ist anzunehmen, dass die Bäume dort am meisten von ihrem erweiterten Wuchsraum profitieren konnten, weil das Wasser das Wachstum nicht oder weniger limitierte. Diese Effekte waren immerhin nur vorübergehend, indem sie 7 bis 10 Jahre andauerten (Abbildung 4), so dass sie das nach Schlagen der Lücken verminderte Bestandeswachstum bei weitem nicht kompensierten. In den zwei nach Süden exponierten Untersuchungsflächen förderte die Standraumerweiterung durch die Lücken das Wachstum der Randbäume kaum, mit Ausnahme einer möglicherweise verbesserten Erholung nach extremen Trockenjahren (2003).



Abbildung 4. Zuwachsverlauf von Randbäumen (schwarz) und von Bäumen aus dem angrenzenden Bestand (grau) in vier Gebirgs-Fichtenwäldern. Die Zuwachsänderung ist hier in Form eines Zuwachsindexes standardisiert, um langfristige Trends (z.B. Alterstrend) zu entfernen und die Aussage auf kurzfristige Reaktionen (z.B. infolge Änderungen im Standraum) zu fokussieren. Ein Zuwachsindex über 1 bedeutet, dass die Jahrringbreite über dem Mittelwert der Periode 1975-2014 liegt, ein Index unter 1, dass sie darunter liegt. Die roten Punkte markieren die Eingriffsjahre. Verändert nach Vitali et al. (2016).

Die Veränderung der Konkurrenzsituation der Randbäume vor und nach dem Schlag war flächenspezifisch und nur signifikant in Furna und Sur En; im Gegensatz dazu war der Konkurrenzindex der Randbäume in Jenins und Siat ähnlich zu demjenigen im Bestand (Abbildung 5). Generell war CI im Bestand aller Flächen > 1.0, was auf zunehmende Konkurrenz in den nicht behandelten Bestandesteilen hinweist, insbesondere im Fall der Fichtenpflanzung in Jenins.

Der Radialzuwachs veränderte sich bei Randbäumen im Vergleich zu den Bestandesbäumen in Sur En mit ca. +60% am stärksten, in Furna mit +12% hingegen wesentlich schwächer (Tabelle 2). Auf den beiden südexponierten Flächen Siat und Jenins reagierten Rand- und Bestandesbäume ähnlich auf den Eingriff; Randbäume konnten vom erweiterten Wuchsraum nach dem Eingriff nicht profitieren. Wir vermuten, dass die Bäume an Südhängen stärker in das Wurzelwachstum investierten, um ihren Zugang zu Wasser zu verbessern.



Abbildung 5. Boxplots der Veränderung des Konkurrenzindexes (A) und des Radialzuwachses (B) der Bäume am Rand und im Bestand nach dem Eingriff. Die schwarzen Punkte zeigen individuelle Bäume als Ausreisser. Die Signifikanz (Wilcoxon rank sum test) der Unterschiede zwischen Rand und Bestand ist wie folgt angegeben: \* p < 0.05; \*\* p < 0.01; \*\*\* p < 0.001; n.s. = nicht signifikant ( $p \ge 0.05$ ). Verändert nach VITALI et al. (2016).

Tabelle 2. Veränderung des Radialzuwachses (PGC, Durchschnitt der 10 Jahre vor und nach dem Eingriff) für die Fichten auf den Untersuchungsflächen in Furna, Jenins, Siat und Sur En. Dargestellt sind Mittelwerte  $\pm$  Standardfehler. Die Buchstaben zeigen die signifikanten Unterschiede zwischen den einzelnen Flächen und beiden Baumgruppen (Rand, Bestand; Tukey post hoc test, p < 0.05). Verändert nach Vitali et al. (2016).

Fläche	Veränderung des Radialzuwachses [%]				
	Randbäume Bestandesbäume				
Furna	$34.3 \pm 7.7^{ab}$	$22.6 \pm 5.7$ bc			
Jenins	$-12.2 \pm 5.6$ <sup>cd</sup>	$-24.3 \pm 4.8$ <sup>d</sup>			
Siat	$-5.6 \pm 9.7$ <sup>cd</sup>	$-9.2 \pm 5.8$ <sup>cd</sup>			
Sur En	$61.3 \pm 14.5$ <sup>a</sup>	$-1.2 \pm 4.5$ <sup>cd</sup>			

### 3.2 Steuerung des Wachstums der Fichtenbäume

Die Veränderung des Radialzuwachses einzelner Bäume (Vergleich vor/nach Eingriff) versuchten wir mit einem statistischen Modell zu erklären. Als wichtigster Einflussfaktor erwies sich dabei die Veränderung im Standraum, abgebildet durch den Index CI. Weitere signifikante Faktoren waren die Baumposition sowie die Untersuchungsfläche (Tabelle 3). Die Baumgrösse stand in Wechselwirkung mit der Baumposition: Im unbehandelten Bestand reduzierten dünnere Fichten ihren Radialzuwachs, was mit dem hohen Konkurrenzdruck zu erklären ist. Fichten in Randstellung wuchsen hingegen auch bei BHD < 40 cm ähnlich wie stärkere Bäume (ca. 20% Wachstumszunahme über alle BHD-Grössen, Abbildung 6). Tabelle 3. Statistische Charakteristiken des Modells für die Analyse der Zuwachsveränderung PGC (adjusted R<sup>2</sup> = 0.53) in Abhängigkeit von der Veränderung der individuellen Konkurrenzsituation (CI), der aktuellen Baumposition (Rand / Bestand), des BHD im Eingriffsjahr und der Untersuchungsfläche (Furna, Jenins, Siat, Sur En). Das Endmodell hatte den niedrigsten AIC, dabei wurden drei Ausreißer ausgeschlossen. Verändert nach VITALI et al. (2016).

	Koeffizient	Standardfehler	Pr (> t )	
(Intercept)	134.14	19.89	< 0.0001	***
CI	-56.56	9.74	< 0.0001	***
Jenins <sup>1)</sup>	-47.54	10.03	< 0.0001	***
Siat	-37.47	8.18	< 0.0001	***
Sur En	-23.43	10.01	0.0209	*
Position Bestand	-39.96	13.74	0.0043	**
BHD	-0.95	0.37	0.0119	*
Position Bestand x BHD	0.70	0.35	0.0482	*

<sup>1)</sup> im Vergleich zu Furna

<sup>2)</sup> im Vergleich zum Rand



Abbildung 6. Abhängigkeit der Veränderung des Radialzuwachses (Vergleich vor/nach Eingriff) vom BHD.

# 4 Schlussfolgerungen

Aufgrund der Teilstudie kann geschlossen werden, dass die beobachteten Freistellungseffekte flächenspezifisch sind. Die mittlere Zuwachssteigerung lag zwar bei 40%, sie trat aber nur auf den nordexponierten Hängen auf und war von kurzer Dauer (rund 7-10 Jahre). Die Konkurrenz- und die Mikroklimaänderung am Schlagrand sowie die Veränderung der flächenspezifischen Witterung, inkl. dem Auftreten der extremen Sommertrockenheit 2003, bestimmten den Anfang dieser Zuwachsreaktion. Unabhängig von allen anderen Faktoren profitierten Fichten mit BHD < 40 cm von den veränderten Wachstumsbedingungen entlang des Schlagrandes. In den weiteren Etappen der Studie ist geplant, den allfälligen "Kompensationseffekt" nach Aufarbeitung eines konsolidierten statistischen Modells des Einzelbaumzuwachses zu überprüfen sowie mithilfe eines einfachen Schätztools die Resultate auf ganze Hänge (i.e. flächenbezogen) hoch zu skalieren.

#### Literatur

- DUC, P., ABEGG, M., BRÄNDLI, U.-B., 2010. Schutzwald. Schweizerisches Landesforstinventar. Ergebnisse der dritten Erhebung 2004-2006. U.-B. Brändli. Birmensdorf, Bern, Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL, Bundesamt für Umwelt BAFU: 231-251.
- FREHNER, M., WASSER, B. SCHWITTER, R., 2005. Nachhaltigkeit und Erfolgskontrolle im Schutzwald. Wegleitung für Pflegemassnahmen in Wäldern mit Schutzfunktion. Bern, Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft.
- GRISSINO-MAYER, H.D., 2003. A manual and tutorial for the proper use of an increment borer. Tree-Ring Res. 59, 63-79.
- KELLER, W., 1978. Einfacher ertragskundlicher Bonitätsschlüssel für Waldbestände in der Schweiz. Mitteilungen der Eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen, Birmensdorf.
- LEE, W. K., VON GADOW, K.,1996. Iterative Bestimmung der Konkurrenzbäume in Pinus densiflora Beständen. Allg. F. u. J. Ztg. 168, 41-45.
- MALIVA, R., MISSIMER, T., 2012. Arid lands water evaluation and management. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- RUBINO, D.L., MCCARTHY, B.C., 2004. Comparative analysis of dendroecological methods used to assess disturbance events. Dendrochronologia 21, 97-115.
- VITALI, V., BRANG, P., CHERUBINI P., ZINGG, A., NIKOLOVA. P.S., 2016. Radial growth changes in Norway spruce montane and subalpine forests after strip cutting in the Swiss Alps. Forest Ecol. Manage. 364, 145-153.

# Methodische Überlegungen beim Übergang von Stichprobeninventuren zu Inventuren in ertragskundlichen Flächen in grossen Jungwaldbeständen

Peter Brang

Eidgenössische Forschungsanstalt f. Wald, Schnee u. Landschaft WSL. Birmensdorf, Schweiz

#### Kurzfassung

Die WSL erforscht seit 1990 (Sturm Vivian) und 2000 (Sturm Lothar) die Entwicklung von Waldbeständen auf Sturmflächen. Auf insgesamt 20 solchen Flächen wurden Stichprobennetze angelegt, die Flächen von 1,0 bis 7,0 ha Grösse repräsentieren. Die 20 Flächen sind meist in unterschiedlich behandelte Teilflächen unterteilt. Die Behandlungen umfassen auf 10 Flächen das Belassen des Sturmholzes, die Räumung des Holzes mit reiner Naturverjüngung und die Räumung mit Pflanzung. Auf anderen Sturmflächen waren die Behandlungen (unterschiedliche Pflanzdesigns: Trupppflanzung und Reihenpflanzung oder unterschiedliche Jungwaldpflegeverfahren) in Blockversuchen mit Wiederholungen angeordnet. Die Stichprobennetze umfassen 12 bis 25 kreisförmige, 10, 20 oder 50 m2 grosse Probeflächen pro Teilfläche, wobei die Bäumchen bzw. inzwischen Bäume auf jeder Probefläche bereits mehrmals erfasst wurden. Die Flächen stehen heute im Dickungs- oder beginnenden Stangenholzstadium. Ihre bisherige Erforschung hat vielfältige, aber als vorläufig zu betrachtende Ergebnisse erbracht; für abschliessende Bewertungen ist die Beobachtungsdauer mit 10 bis 20 Jahren noch zu kurz. Die WSL beabsichtigt daher, einige dieser Flächen zu langfristig ertragskundlich beobachteten Flächen zu machen. Dabei stellen sich vielfältige Fragen: Welche Flächen bzw. welche Teile von ihnen sind besonders interessant, nach welchen Kriterien kann eine Auswahl getroffen werden? Sind die Flächen auch für neue Fragestellungen geeignet? Wie kann sichergestellt werden, dass die bisher erhobenen Einzelbaumdaten möglichst nutzbringend weiterverwendet werden können? Wie wird ein optimales Verhältnis von Informationsgewinn und Inventuraufwand erreicht? Der Beitrag soll vorläufige Antworten zu diesen Fragen zur Diskussion stellen.

# Aboveground biomass production and nutrient accumulation in young birch stands

Jiří Souček, Ondrej Spulak FGMRI, Research Station at Opočno, Czech Republic

## Summary

The growth, aboveground biomass production and nutrient accumulation in young birch stands (Betula pendula Roth.) were investigated in the Czech Republic. The birch biomass and chemical changes in wood (including bark) and foliar were investigated quantitatively (amount of dry-mass) and qualitatively (amount of nutrients) according to the term of tree cuttings during the year. Significant seasonal changes were found in all measured characteristics. Chemical changes in leaves were very rapid in the spring, slow in the middle of the season, and there was another period of fast changes in the senescing leaves. Data should be considered for modeling nutrient circulation in forest stands or evaluating the long-term sustainability of forest management.

# Evaluierung von zwei auf unterschiedlichen Modellansätzen beruhenden Wuchsmodellen im Hinblick auf die Entwicklung neuer Behandlungsstrategien

Holger Wernsdörfer<sup>a</sup>, Minna Pulkkinen<sup>a,b</sup>, François Ningre<sup>a</sup>, Axel Albrecht<sup>c</sup>, Jérôme Perin<sup>d</sup>, Gauthier Ligot<sup>d</sup> und Jean-Marc Ottorini<sup>a</sup>

<sup>a</sup> LERFOB, AgroParisTech, INRA, F-54000, Nancy, France
 <sup>b</sup> CIRAD, T51 AMAP, F-34398, Montpellier, France
 <sup>c</sup> FVA Baden-Württemberg, Abteilung Waldwachstum, D-79100, Freiburg, Deutschland
 <sup>d</sup> Gembloux Agro-Bio Tech, University de Liège, B-5030, Gembloux, Belgique

#### Kurzfassung

Im Zuge des Klimaschutzes besteht unter anderem die Herausforderung, Strategien zur waldbaulichen Behandlung und Holznutzung zu bewerten und weiterzuentwickeln, um nachhaltig einem veränderten Bedarf an Holz zur stofflichen und energetischen Verwendung gerecht zu werden. Für eine umfassendere Bewertung zum Beispiel von Energiebilanzen bei der Energieholzbereitstellung müssen des Weiteren die Stoff- und Energieflüsse innerhalb der Forst-Holz-Kette berücksichtigt werden. Durch die Modellierung dieser Zusammenhänge unter Einbeziehung von Wuchsmodellen können Szenarien simuliert und damit verschiedene Entscheidungsalternativen bewertet werden.

Dabei besteht häufig das Problem, dass die mit den waldbaulichen Szenarien verbundenen Wuchsbedingungen und Wachstumsverläufe nicht hinreichend in der Datenbasis repräsentiert sind, die der Kalibrierung der jeweiligen Wuchsmodelle zugrunde liegt, bzw. überhaupt nicht erfasst sind. Jedoch kann die Annahme vertreten werden, dass diejenigen Wuchsmodelle, die eine möglichst große Bandbreite von bereits dokumentierten waldbaulichen Behandlungsvarianten hinreichend abbilden können, auch für die Simulation neuer Szenarien geeignet sind.

Die diesbezügliche Eignung von Wuchsmodellen kann weiterhin von dem jeweils zugrundeliegenden Modellansatz abhängen. Die Bandbreite von auf dendrometrischen Daten beruhenden Modellen reicht von weitgehend auf statistischen Zusammenhängen beruhenden Bestandes- oder abstandsunabhängigen Einzelbaummodellen, bis hin zu abstandsabhängigen Modellen, die das Baumwachstum expliziter abbilden und die zugrundeliegenden biologischen Zusammenhänge stärker reflektieren. Während erstere auf einer relativ breiten Datenbasis beruhen können erfordern letztere detailliertere Messungen auf Einzelbaumebene, so dass die Anzahl der zur Modellkalibrierung zur Verfügung stehenden Versuchsbäume in der Regel stärker begrenzt ist.

Vor diesem Hintergrund besteht das Ziel unseres Beitrags darin, zwei auf unterschiedlichen Modellansätzen beruhende Wuchsmodelle im Hinblick auf ihre Eignung für die Simulation einer großen Bandbreite von waldbaulichen Szenarien zu evaluieren und zu vergleichen.

Die Untersuchung erfolgte anhand von Wuchsmodellen für die Baumart Douglasie. Die in Versuchsflächen der FVA Baden-Württemberg dokumentierten, sehr unterschiedlichen Wachstumsverläufe wurden mittels der Wuchsmodelle simuliert und daraus Evaluierungsmaße für die Abweichungen zwischen Prognose- und Beobachtungswerten berechnet. Die waldbaulichen Eingriffe wurden bei beiden Modellen mit demselben Algorithmus simuliert, um die Vergleichbarkeit der Prognosewerte bestmöglichst zu gewährleisten. Die Ergebnisse werden im Hinblick auf die unterschiedlichen Modellansätze und die Bewertung von waldbaulichen Szenarien diskutiert.

## Bäume brauchen Platz

#### Markus Neumann Institut für Waldwachstum und Waldbau Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft (BFW)

#### Kurzfassung

Der mit zunehmender Baumdimension steigende Bedarf an Standraum wurde von Reineke schon vor längerer Zeit eindrucksvoll dargestellt. Dieser Zusammenhang wird durch periodisch erfasste Dauerversuche auch im dynamischen Verlauf ganz klar bestätigt. Nullflächen folgen dabei, solange keine Zufallsereignisse eintreten, bei der Durchmesserentwicklung und der Mortalität der maximalen Bestandesdichte. Stammzahlarme Varianten können hingegen ihr Wachstum fortsetzen, ohne dass Mortalität die Stammzahl verringert.

Versuche mit extrem stammzahlarmen Varianten in Fichte wurden in Österreich seit 1987/88 eingerichtet, beginnend mit den "Solitärversuchen" in denen im Dickungsstadium bereits auf 350 Bäume pro Hektar reduziert wurde. Danach folgten "Ein-Klonversuche" (1992/93), die auf der Endstammzahlvariante mit 321 Fichten pro Hektar begründet wurden. Im Jahr 1999 folgte schließlich der "Folgeversuch Hauersteig", in dem die Stammzahlen nochmals auf 233/ha verringert wurden. Oft kam die Anregung dazu aus dem Kreis der Ertragskundetagungsteilnehmer. Insbesondere hat sich Peter Abetz mit vielen innovativen, aber stets auch im Versuchswesen gut umsetzbaren Ideen eingebracht. Bei der Anlage stand überwiegend wissenschaftliches Interesse im Vordergrund. Abetz (1987) forderte von der Forschung eine intensivere Befassung mit dem Solitär, weil oberirdisch konkurrenzfrei erwachsene Bäume besonders geeignet wären, andere wachstumsrelevante Einflüsse zu studieren.

Die Varianten der "Ein-Klonversuche" zeigen, dass bereits 10 Jahre nach der Pflanzung bei einer Mittelhöhe von rund 3 m die Radialzuwächse der Variante mit 2566/ha aber auch auf der weiteren Variante mit 1283/ha im Vergleich zur Extremvarianten mit 321/ha deutlich zurückbleiben. Obwohl die Kronendurchmesser zu diesem Zeitpunkt nicht viel mehr als 1 m erreichten, sich also bei einem Abstand von 3 m zum nächsten Baum in der Variante 1283/ha überhaupt nicht berührten, trat trotzdem bereits eine Zuwachsreduktion ein.

Nach einigen Aufnahmeperioden in den "Solitärversuchen" zeigen nun die Ergebnisse, dass aus der Variante mit 700 Bäumen pro Hektar - entgegen der ursprünglichen Erwartung - durchaus Bestände entstanden sind, die für extensive Bewirtschaftungsmodelle einen gangbaren Weg darstellen. Die Unterschiede in der Gesamtwuchsleistung der Varianten mit 700 Bäumen pro Hektar betragen gegenüber einer "normalen" Auslesedurchforstung nur zwischen 4 und 9% im Mittel 6% und das bei deutlich höherer Stabilität (und Vitalität) der Einzelbäume. Die Annahme, dass sich die Minderleistung in Zukunft noch weiter verringern wird, erscheint daher zulässig. Teilnehmer an Exkursionen zum "Folgeversuch Hauersteig" bezeichneten die dort angelegte Dreiecksverbandsvariante mit 3,5 x 3,5m, entsprechend 940 Fichten/ha, als durchaus überlegenswert.

Zur Produktion von Nadelholzmassenware (insbesondere bei Fichte) erscheint auf Grund der nun vorliegenden Ergebnisse eine weitere Reduktion der Pflanzdichte bei Aufforstungen bzw. der Stammzahl bei Stammzahlreduktionen im Sinne einer höheren Einzelbaumstabilität und –vitalität sowie einer besseren Wasserversorgung jedenfalls überlegenswert. Die Holzqualität erreicht auf diesen extrem stammzahlarm begründeten bzw. früh stark stammzahlreduzierten Beständen kein hohes Niveau. Astung erscheint uns nur in seltenen Ausnahmefällen eine geeignete und auch wirtschaftlich vertretbare Maßnahme zu sein.

# Adress- und Emailverzeichnis der Erstautoren

Name Institution Adresse	Email-Kontakt
Dr. Axel Albrecht FVA Baden-Württemberg, Abt. Waldwachstum Wonnhaldestr. 4 79100 Freiburg	axel.albrecht@forst.bwl.de
Susanne Brandl Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft Hans-Carl-von-Carlowitz Platz 1 85354 Freising	susanne.brandl@lwf.bayern.de
Dr. Peter Brang Eidgen. Anstalt f. Wald, Schnee und Landschaft Zürcherstrasse 111 CH-8903 Birmensdorf Schweiz	peter.brang@wsl.ch
Levent Burggraef Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt Grätzelstraße 2 37079 Göttingen	levent.burggraef@nw-fva.de
Adrian Dănescu FVA Baden-Württemberg, Abt. Waldwachstum Wonnhaldestr. 4 79100 Freiburg	adrian.danescu@forst.bwl.de
Gerald Dirnberger Universität für Bodenkultur , Institut f. Waldwachstum Peter-Jordan-Straße 82 A-1190 Wien Österreich	gerald.dirnberger@boku.ac.at
Prof. Dr. Marek Fabrika Technical University Zvolen T.G.Masaryka 24 SK-96053 Zvolen Slowakei	fabrika@tuzvo.sk
PD Dr. Thomas Ledermann Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft BFW Institut für Waldwachstum und Waldbau Seckendorff-Gudent-Weg 8 A-1131 Wien Österreich	thomas.ledermann@bfw.gv.at
Ralf-Volker Nagel Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt Grätzelstraße 2 37079 Göttingen	ralf-volker.nagel@nw-fva.de
Prof. Dr. Jürgen Nagel Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt Grätzelstraße 2 37079 Göttingen	juergen.nagel@nw-fva.de
Dr. Markus Neumann Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft BWF Institut für Waldwachstum und Waldbau Seckendorff-Gudent-Weg 8 A-1131 Wien Österreich	markus.neumann@bfw.gv.at

Dr. Petia Nikolova Eidgen. Anstalt f. Wald, Schnee und Landschaft Zürcherstrasse 111 CH-8903 Birmensdorf Schweiz	petia.nikolova@wsl.ch
Dr. Jiri Novak Forest Research Station, Opočno Na Olive 550 CZ-51773 Opočno Tschechische Republik	novak@vulhmop.cz
Prof. Dr. Hans Pretzsch Lehrstuhl f. Waldwachstumskunde, TUM Hans-Carl-von-Carlowitz Platz 2 85354 Freising	h.pretzsch@lrz.tum.de
Dr. Jens Schröder Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde Alfred-Möller -Str. 1 16225 Eberswalde	jens.schroeder@lfe-e.brandenburg.de
Prof. Dr. Jean-Philippe Schütz Eidgen. Anstalt f. Wald, Schnee und Landschaft Zürcherstrasse 111 CH-8903 Birmensdorf Schweiz	jph.s@bluewin.ch
Dr. Jiri Souček Forest Research Station, Opočno Na Olive 550 CZ-51773 Opočno Tschechische Republik	soucek@vulhmop.cz
Susanne Sprauer Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt Grätzelstraße 2 37079 Göttingen	susanne.sprauer@nw-fva.de
Dr. Sonja Vospernik Universität für Bodenkultur , Institut f. Waldwachstum Peter-Jordan-Straße 82 A-1190 Wien Österreich	sonja.vospernik@boku.ac.at
Dr. Holger Wernsdörfer LERFOB, AgroParisTech, INRA, F-54000, Nancy Frankreich	holger.wernsdorfer@agroparistech.fr