

DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN

- SEKTION ERTRAGSKUNDE -



Jahrestagung 6. bis 8. Juni 2011

Cottbus

Beiträge zur Jahrestagung

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

Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten
Sektion Ertragskunde: Beiträge zur Jahrestagung 2011;
herausgegeben von J. Nagel

ISSN 1432-2609

Nagel, Jürgen

Vorwort

Die Jahrestagung 2011 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten fand vom 6. bis 8. Juni in Cottbus statt. In 22 Fachvorträgen diskutierten knapp 50 Teilnehmer aktuelle waldwachstumskundliche Fragestellungen, Methoden und Ergebnisse. Auf der halbtägigen Exkursion zeigte Herr Dr. Noack die Kiefern-Versuchsfläche „Peitz 150“. Im Anschluss fand eine Besichtigung von Tagebau & Kippenrekultivierung der Firma Vattenfall statt.



(Foto J. Nagel)

Mein besonderer Dank gilt Herrn Matthias Noack vom Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde für die Einladung, die hervorragende Organisation und die Wahl des interessanten Tagungsortes.

Danken möchte ich auch allen Teilnehmern, insbesondere denen, die durch Vortrag und Diskussion zum Erfolg der Tagung beigetragen haben.

Der Tagungsband ist auch in digitaler Form und in Farbe zugänglich und steht zum Herunterladen aus dem Internet als PDF-Datei auf der Sektionsseite (<http://www.nw-fva.de/~nagel/SektionErtragskunde/>) bereit.

Jürgen Nagel
Obmann

Inhaltsverzeichnis

Nr.	Autor(en)	Vortrag	Seite
1	Merganič, J.; Fabrika, M.	Modelling natural regeneration in SIBYLA tree growth simulator	5 - 10
2	Degenhardt, A.	Durchforsten nach Zahlen Optimale Behandlungsstrategien auf der Basis heuristischer Verfahren	11 - 20
3	Albrecht, A.; Kohnle, U.; Hanewinkel, M.; Bauhus, J.	Sturmrisiko von Fichte versus Douglasie auf baden-württembergischen Versuchsflächen	21 - 31
4	Novák, J.; Slodičák, M.; Dušek, D.	Growth of Scots pine stands in nutrient-poor sandy sites in connection with thinning	32 - 37
5	Noack, M.	Forstliche Langfristforschung für den Zukunftswald – welche Entwicklung vollzogen WIEDEMANN'S schlechteste Kiefernbestände Ostdeutschlands?	38 - 56
6	Dieler, J.	Effekt von Mischung und Konkurrenz auf die Kronenmorphologie von Fichte (<i>Picea abies</i> [L.] Karst.) und Buche (<i>Fagus sylvatica</i> L.)	57 - 68
7	Pretzsch, H.	Vergleich der Produktivität von Rein- und Mischbeständen aus Eiche und Buche entlang eines ökologischen Gradienten	69 - 80
8	Drößler, L.	Vorstellung einer Initiative zur Auswertung von Mischwaldexperimenten in Europa	81 - 81
9	Sprauer, S.; Schmidt, M.; Nagel, J.	Quantitative Grundlagen zur Ableitung asymmetrischer Kronen in Nordwestdeutschland	82 - 91
10	Gerold, D.	Sächsische Ertragsversuche – Auslaufmodell oder Erkenntnisquelle?	92 - 101
11	Kahle, H.-P.	Führt beschleunigtes Wachstum zu schnellerem Altern?	102 - 108
12	Beck, W.	Wachstumsablauf und witterungssensitive Zuwachsreaktionen in ostdeutschen Douglasienbeständen	109 - 119
13	Kindermann, G.; Neumann, M.	Radialzuwachsänderungen im Laufe der Zeit an Hand von Bohrkernanalysen	120 - 126
14	Yue, C.; Kohnle, U.; Hanewinkel, M.; Klädtke, J.	Extraktion der umweltbedingten Wachstumskomponente aus Jahrringserien auf Basis eines multiplen Dekompositionsmodells	127 - 139
15	Schröder, J.	Beziehungen zwischen Vitalität und Zuwachs bei Trauben-Eiche unter dem Einfluss zunehmender Kontinentalität	140 - 148
16	Uhl, E.	Zuwachsresilienz von <i>Abies alba</i> Mill. und <i>Picea abies</i> (L.) Karst bei Trockenstress im Vergleich	149 - 156
17	Ahner, J.; Schmidt, M.	Modellierung der Einzelbaummortalität im Hessischen Ried unter besonderer Berücksichtigung von Grundwasserveränderungen	157 - 172
18	Rock, J.	Ertragskundliche Orientierungsgrößen für eine "klimaoptimale" Waldbewirtschaftung	173 - 180
19	Heimpold, C.	Standortökologische und holzmesskundliche Untersuchungen an einem Düngungsversuch zur Zitter-Pappel (<i>Populus tremula</i> L.) auf einem nährkraftschwachen altpleistozänen Sand-Standort im Süden des Landes Brandenburg	181 - 191
20	Panka, S.	Das Wachstum zweier Alteichen in der Oberlausitz	192 - 200
21	Stark, H.; Bauhus, J.; Nothdurft, A.	Effekte von Vorwäldern auf den Nährstoff- und Kohlenstoffhaushalt des Waldbodens	201 - 206
22	Rasche, L.; Fahse, L.; Zingg, A.; Bugmann, H.	Ein virtueller Förster lernt durchforsten: Sukzessionsmodelle in der Ertragsforschung?	207 - 212

Modelling natural regeneration in SIBYLA tree growth simulator

Ján Merganič, Marek Fabrika

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

Keywords: regeneration density, empirical model, process model, growth simulator, SIBYLA

Abstract:

Models of natural regeneration represent an important amendment to complex growth models. They allow making prognoses behind one production cycle of a forest, and also simulating the development of natural and virgin forests. This work deals with the modelling of natural regeneration density and of parameters of natural regeneration. The model consists of an empirical part, which simulates regeneration density (number per hectare) at a stand level, and of a process-based part, which simulates seed production and seedling germination at a tree level. The empirical part of the model is based on the data of the National Forest Inventory and Monitoring of the Slovak republic 2005-2006 and climatic rasters with the pixel size of 90×90 m, which capture the spatial distribution of important climatic characteristics. The model simulates regeneration density of individual tree species in relation to quadratic mean diameter of the parent stand and its crown closure. In addition, the model is site-specific. Weibull's function is utilised for the generation of diameter distribution. Tree heights are modelled by Wolf's function. The process-based part of the model is based on seeding functions and fuzzy logic. It is based on the prediction of seed yield of individual trees in relation to such characteristics as seed purity, seed quality, germination capacity, absolute weight of seeds, seed production per adult tree, etc. The production is further modified with the regulators and reduction factors, which describe other conditions necessary for the germination, survival, and the establishment of the next generation. In the next step, empirically derived regeneration density is reduced in relation to the ratio of individual tree species to the total production of all individuals estimated from the process-based model.

Introduction

The expansion of the methods of mathematical modelling and computer techniques bring advancements also in forest modelling. The modelling shifts from the development of the whole stand to the growth of individual trees, or even the growth of individual tree organs. Homogeneous monocultures are replaced by mixed, horizontally and vertically more complex forest stands. The preference of more complex forest stand structures and the tendencies towards sustainable forest management concepts urge professionals to develop models that enable modelling and making prognoses of such complex forest stands. An example of such a model is the tree growth simulator SIBYLA (FABRIKA 2005), which has been developed on Technical University Zvolen.

Since modelling of complex forest stand structures and processes is not simple, a growth simulator usually consists of several sub-modules, which intercommunicate using the pre-defined relationships. The individual tree growth simulator SIBYLA already integrates several sub-modules (increment model, crown model, competition model, mortality model, thinning model). The model of natural regeneration is another important sub-module that is necessary for the simulation and prognosis of complex forest ecosystems particularly due to the following reasons:

- it enables the simulation of the development of forest ecosystems behind one forest production cycle,
- it enables the prognosis of the development of forest stand structures and management forms, that are based on natural regeneration – sustainable forest silviculture (shelterwood forms, selection forests),
- it enables the simulation and the prognosis of the development of natural forests – virgin forests.

The scientists - modellers have recognised the need to simulate the regeneration phase of the forest stand after the final cutting already in 70s of the last century, when the first regeneration models were developed (MONSERUD and EK 1977). During more than 30 years a number of models have been presented starting from the simplest tabular models, which provide us with the information about the distribution of regeneration between tree species and diameter classes (EK *et al.* 1996), up to the complex models simulating partial processes including seed production, germination, mortality and competition of a parent stand (MONSERUD and EK 1977). Considering the beginning of the simulation, several types of models are recognised (MIINA *et al.* 2006):

- regeneration models – simulation starts from seeds (e.g. LEXER and HÖNNINGER 2001),
- regeneration establishment models – simulation starts at the time when seedlings reach higher probability of survival (e.g. SCHWEIGER and STERBA 1997),
- ingrowth models – simulation starts at the time when the trees of young generation reach a specific pre-defined limit, e.g. breast height 1.3 m,
- recruitment models – simulate the number and the size of the new trees that enter the smallest class in the main stand, e.g. trees that reach the diameter at breast height 7 cm (e.g. TRASOBARES *et al.* 2004).

Traditional regeneration models that use the statistical modelling approach are based on very large databases because regeneration data are characterised by large variability (EK *et al.* 1996). Alternative approaches to regression techniques are nonparametric methods (imputation tables according to EK *et al.* 1996, methods kNN, kMSN, i.e. k-nearest neighbours), neuron networks (HASENAUER and MERKL 2001) and decision trees (KINDERMANN *et al.* 2002).

A regeneration model usually consists of partial sub-models, which simulate individual phases (seed production, germination), or individual variables (regeneration probability, number and dimensions of new individuals) in dependence to site (elevation, slope, rock fraction), climate (temperature) and stand (stand density, mean diameter) characteristics. The models differ from each other in the level of detail and the required input depending on the available information and the purpose for which they were developed (HYPPONEN *et al.* 2005).

The goal of the presented paper is to present a proposal of the model of natural regeneration, which will be implemented in the tree growth simulator SIBYLA (FABRIKA 2005).

Data

The construction of the model of natural regeneration is based on the database of the National Forest Inventory and Monitoring of the Slovak republic (NIML SR). NIML SR was performed in 2005 – 2006 as a representative sampling method with complex data gathering in the regular grid of permanent inventory plots (IP) of 4×4 km over the whole area of the Slovak republic (ŠMELKO *et al.* 2006). The total number of IPs was equal to 3,071, while forests occurred on 1,419 IPs.

In this work we primarily used the data about trees, forest regeneration, forest stand and site assessed according to the fieldwork manual for NIML SR (ŠMELKO *et al.* 2006). The data were collected on three types of inventory plots: A - a basic inventory plot in the shape of a circle with radius $r = 12.62$ m and area $p = 500$ m² on which terrain, site, stand, and ecological characteristics were assessed and lying deadwood and stumps were inventoried, B1 and B2 – two concentric circles ($r = 12.62$ m and 3 m, and $p = 500$ m² and 28.26 m²) for measuring tree characteristics of the trees with diameter at breast height $d_{1.3} \geq 12$ cm and $d_{1.3} = 7-12$ cm, respectively, and C – a variable circle for the inventory of regeneration and thin trees with diameter $d_{1.3} < 7$ cm and height equal to or greater than 0.1 m (its radius r and area p is selected with regard to tree density). In the case of great heterogeneity of IP caused e.g. by the border between forest/non-forest, forested/unforested land, or different growth classes within IP, etc., IP was divided into more homogeneous parts – subplots (ŠMELKO *et al.* 2006). For the construction of the regeneration model the data from 1,507 subplots were used, while the trees with the height above 1.3 m and diameter at breast height below 7 cm were classified as “natural regeneration”.

To analyse the relationships between the stand data and site-climatic data, we used the site information of IPs transformed by the fuzzy sets according to FABRIKA (2005) and climatic rasters (ĎURSKÝ *et al.* 2002) with the pixel size of 90×90 m for all necessary climate-site variables (number of days per year with daily average temperature above 10 °C, annual temperature amplitude, average temperature in months from April to September, and average precipitation sum from April to September).

Methodology

The occurrence of natural regeneration depends on several factors. The main factors are climate and site conditions, the condition of the parent stand, and the condition of the close surrounding of the stand. Due to the lack of detailed information, the condition of the close surrounding is not accounted for in the actual version of the model. The model of natural regeneration consists of two branches. The first branch represents the model at a tree level, while the second branch operates at a tree species level. The tree branch is the process-based part of the model that uses seeding functions and fuzzy logic. It is based on the prediction of seed yield of individual trees in relation to such characteristics as seed purity, seed quality, germination capacity, absolute weight of seeds, seed production per adult tree, etc. The production is further modified with the regulators and reduction factors, which describe other conditions necessary for the germination, survival, and the establishment of the next generation. The goal of this branch is to quantify the proportion of tree species in natural regeneration (FABRIKA 2005, FABRIKA *et al.* 2009).

The second branch at a tree species level is aimed at modelling regeneration density, its parameters, and positions. Its algorithm is presented in Figure 1. Density model depends on climate and site conditions and the maturity of the parent stand. Climatic and site conditions are implemented in the model in the form of climate-site strata (MERGANIČ and FABRIKA 2009). The construction of the climate-site strata is based on the two primary ecological factors, namely average air temperature during the vegetation period (from April to September) and average precipitation sum during the vegetation period. Although the stratification was performed using climate data only, MERGANIČ and FABRIKA (2009) documented that these variables also affect site variables, therefore the term climate-site stratum is used.

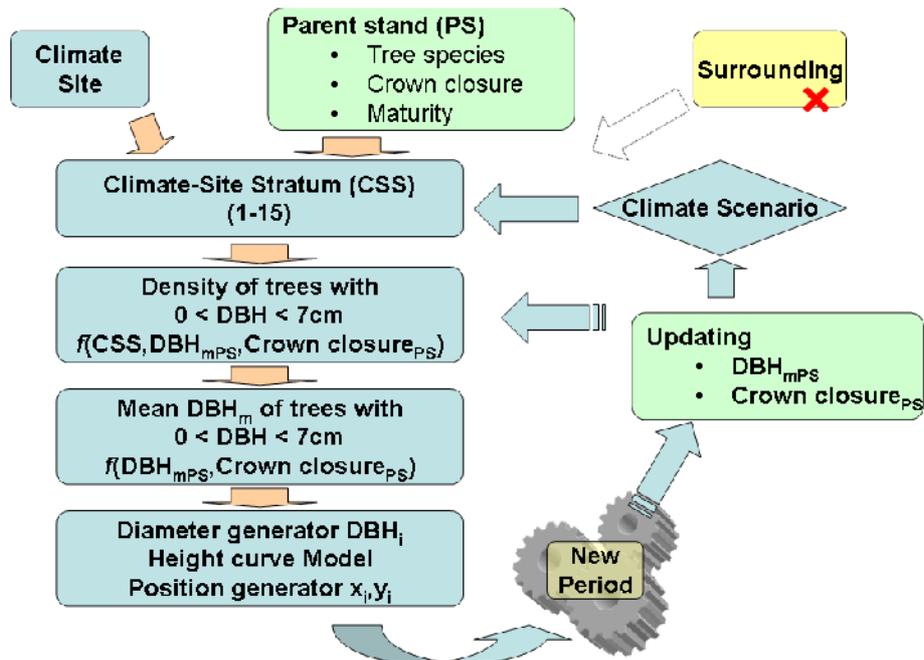


Figure 1: Algorithm of the natural regeneration model

The model of natural regeneration density, i.e. density of trees with diameter at breast height from 0 to 7cm, depends on climate-site strata, mean diameter of the main stand and its crown closure. The model has two sub-models, namely the sub-model of regeneration density at full stocking, which is based on the mathematical relationship defined by REINEKE (1933), and the submodel of the reduction of natural regeneration density for the actual value of the closure of the main stand. In the first submodel, the modification of Reineke's rule was applied in order to determine the density of individuals with diameter from 0 to 7 cm in the stand with a particular mean diameter of the main stand, while the density is quantified for individual climate-site stratum and individual tree species.

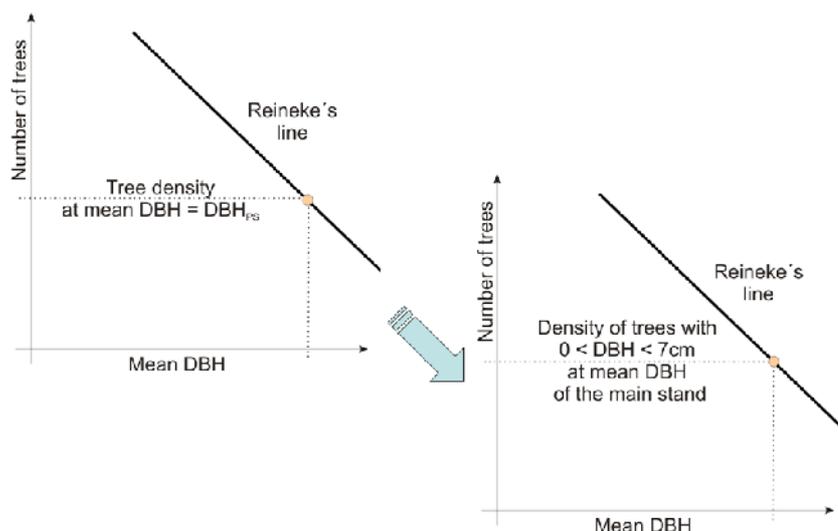


Figure 2: Modification of Reineke's rule for modelling the density of individuals of natural regeneration

In the second step, the sub-model of density reduction reduces the density of trees with diameter from 0 to 7cm with regard to the crown closure of the main stand (FABRIKA et al. 2009).

In addition, the information about the parameters of the regeneration individuals is important for the generation and visualisation of the individuals of natural regeneration. The model of mean diameter of regeneration (Figure 3)

determines the mean diameter of the individuals with diameter 0 to 7 cm on the basis of the mean diameter of the main stand and its crown closure.

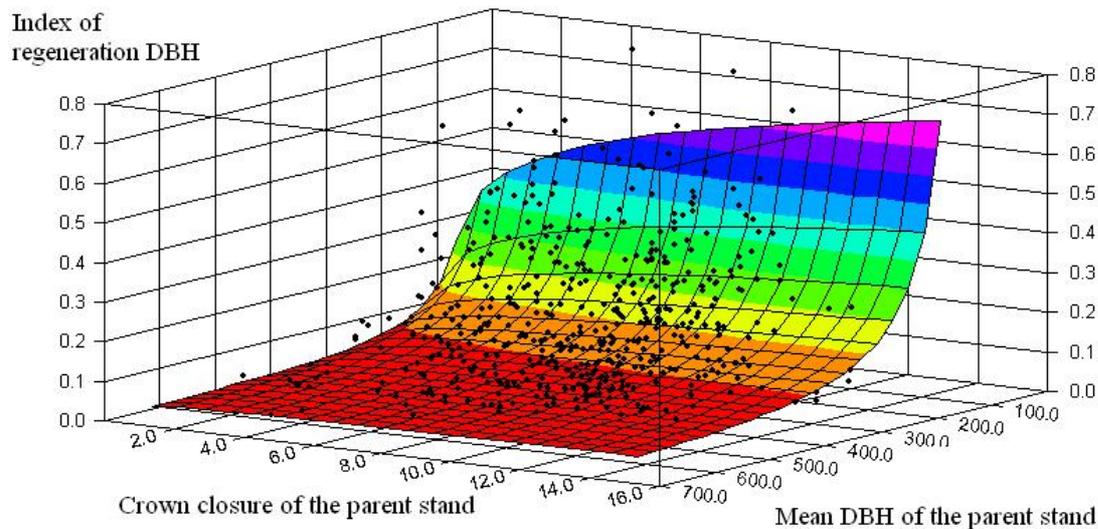


Figure 3: Model of mean diameter of regeneration ($R^2 = 0.49$); mean DBH of regeneration = Index * DBH_{PS}, where Index = $a * DBH_{PS}^b * CrownClosure_{PS}^c$

To generate diameter structure of regeneration individuals, an inverse two-parameter Weibull function was used. The parameters are estimated using the method of moments (MERGANIČ and ŠTERBA 2006). Parameter c depends deterministically on diameter variation, while the value of the variation coefficient was determined from the data of NIML SR 2005-2006. On the base of this empirical material, from which the stands with a typical second layer were selected, the variation coefficient of individuals with diameter below 7 cm obtained values up to 12.6%. Hence, in this case parameter c of Weibull function was set to a constant value $CV\%=15\%$. Parameter b depends deterministically on the mean diameter, which is obtained from the previous model of mean diameter, and on parameter c , which is calculated in the first step.

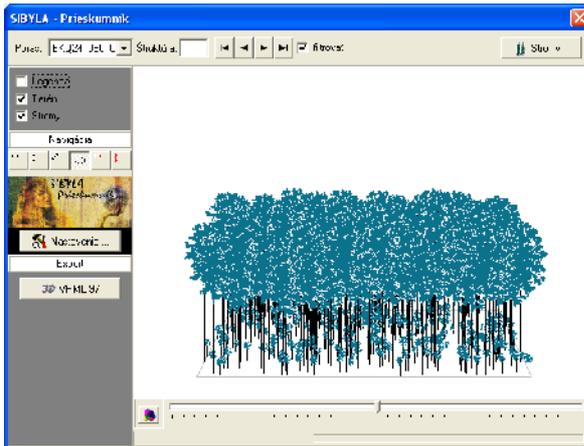
If the diameters of individual trees with diameter below 7cm are known, their heights are calculated using the model of the height curve. From a number of examined height functions (ASSMANN 1943, MIHAJLOV 1952, WOLF 1957, NÄSLUND 1936, PETERSON 1955, KORSUŃ 1935, KORF 1939), Wolf's function (WOLF 1957) showed the best logical development particularly in the range of young individuals. The function of the height curve model by WOLF (1957) is a two-parameter function, in which parameter a mainly affects the asymptote of the height curve, while parameter b has an influence on its shape. Hence, parameter a is in a close relationship with climate-site conditions. In MERGANIČ *et al.* (2011), its values were determined for each climate-site stratum and 45 tree species.

For generating the positions of regeneration individuals, probability functions are used in order to optimise the position of individuals with regard to light conditions (canopy gaps), the position of parent stands, generalised terrain model, etc. In the presented iterative simulation, the position of individuals was generated using the random probability function.

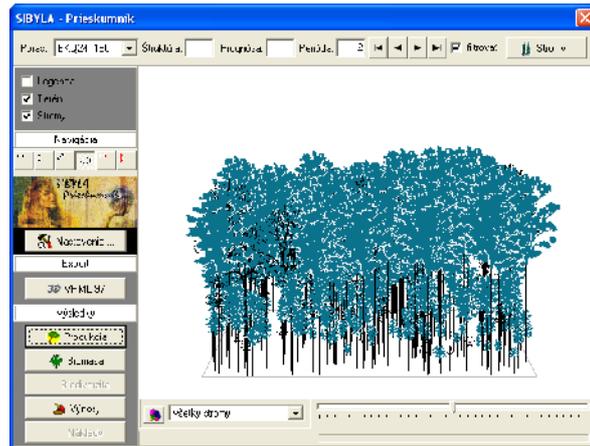
The growth module of the simulator SIBYLA starts after generating the group of individuals and calculating their positions. The growth process results in the changes of tree data (some regeneration individuals pass through the threshold value, some trees from the main stand fell out, e.g. as a result of mortality), and hence in the changes of the parameters of the main stand. Afterwards, the model of regeneration density starts again. The information about the expected, modelled regeneration density is compared with the information about the regeneration density in the forest stand after the growth simulation. If the modelled regeneration density is higher, the difference is amended in the model by applying the above-described models. The cycle is repeated as many growth periods as pre-defined by a user. If the study aims at the evaluation of the climate change, the model of climate-site strata is also applied.

The following set of pictures presents the example of a 400-year simulation of the development of a homogenous beech forest stand after the inclusion of the model of natural regeneration.

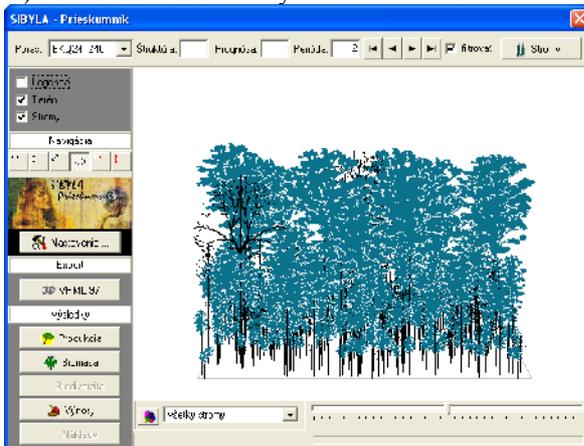
- A) Beginning of simulation, age of main stand – 80 B) Forest stand after 80 years of simulation years



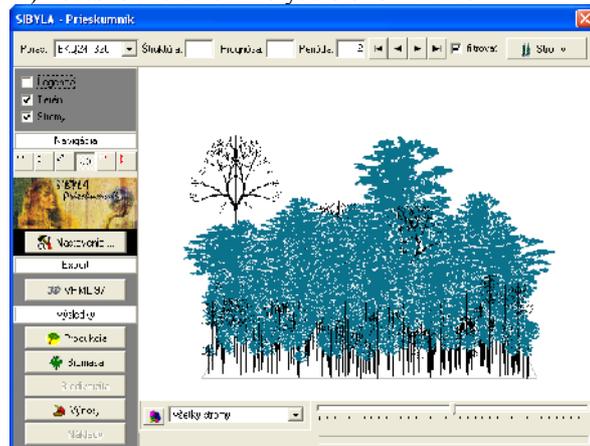
C) Forest stand after 160 years of simulation



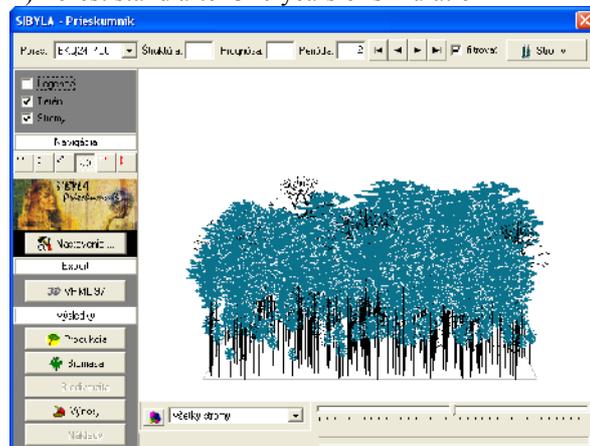
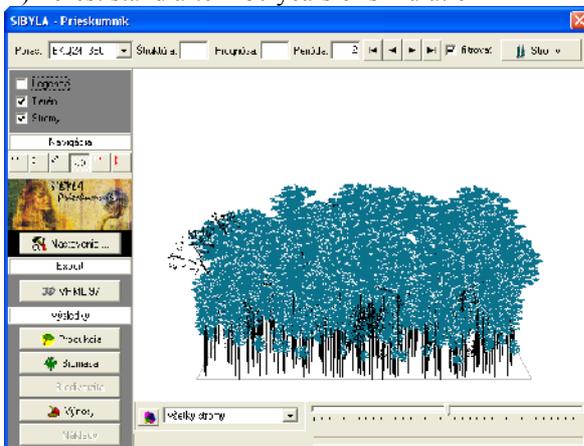
D) Forest stand after 240 years of simulation



E) Forest stand after 280 years of simulation



F) Forest stand after 320 years of simulation



Conclusion

The presented model of natural regeneration enables a user to perform the growth prognoses behind one production cycle, or to simulate the development of forests including natural regeneration (shelterwood management, selection forests, natural forests and virgin forests). The model is based on an extensive database covering the whole Slovakia and all tree species relevant for forest management, which ensures its cross-national validity. The model is sensitive to climatic characteristics and the condition of the parent stand (biometric maturity and density). In addition, it also accounts for the processes of seed production and regeneration in the scope of distributing the individuals between tree species and trees. It comprises the modelling of density and biometric structure of regeneration (diameter and height structure). In future, it will be necessary to add the functionality of the spatial structure, i.e. generating the positions of regeneration individuals in a forest stand. Due to the fact that the actual model of tree crowns of a parent stand does not seem to be suitable for the regeneration individuals, this problem should also be considered in the future research. To conclude we can state that the presented model of natural

regeneration is a significant contribution towards the enrichment and improvement of forest growth simulations that become much more flexible and usable.

Acknowledgment

This work was supported by the Scientific Grant Agency – VEGA, Grants No. 1/0534/09 – Zisťovanie, monitorovanie stavu lesa a prognózovanie jeho vývoja.

References

- ASSMANN, E., 1943: Untersuchungen über die Höhenkurven von Fichten Beständen. Allg. Forst- und Jagdztg., 119, p. 77–88, 105–123, 133–151
- ĎURSKÝ, J., MINĐÁŠ, J., KONÓPKA, M., 2002: Klimatické rastre pre ekologickú bonitáciu. Nepublikovaný výsledok geografickej analýzy v prostredí IDRISI32 v rámci vedeckej spolupráce.
- EK, A.R., ROBINSON A.P., RADTKE P.J., WALTERS D.K. 1996: Regeneration imputation models and analysis for forests in Minnesota. Staff Paper Series No. 115, St.Paul, Minnesota. 47pp.
- FABRIKA M., MERGANIČ J., MERGANIČOVÁ K., 2009: Natural regeneration density model developed for the purposes of the individual-tree growth simulator. Acta Facultatis Forestalis Zvolen, 51(3), p. 125-137, ISSN: 0231-5785
- FABRIKA, M., 2005: Simulátor biodynamiky lesa SIBYLA. Koncepcia, konštrukcia a programové riešenie. Habilitačná práca. Technická univerzita vo Zvolene, 238 s.
- HASENAUER H., MERKL D. 2001: Predicting reregeneration establishment within mixed species stands using neural networks. In: Proceedings 21st IUFRO World Congress, 7-12 August 2000, Kuala Lumpur, Malaysia. Freiburg Forschungsber 37:145-154.
- HYPOENEN M., ALENIUS V., VALKONEN S. 2005: Models for the establishment and height development of naturally regenerated Pinus sylvestric in finnish Lapland. Scandinavian Journal of Forest Research, 20:-347-357.
- KINDERMANN G., HASENAUER H., GASCH J. 2002: Ankommen und Wachstum von Naturverjüngung in Mischbeständen. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 119:159-186.
- KORF, V., 1939: Příspěvek k matematické definici vzrůstového zákona hmot lesních porostů. Lesnická práce, XVIII: s. 339-379.
- KORSUŇ, F., 1935: Život normálního porostu ve vzorcích. Lesnická práce (XIV): s. 289-300.
- LEXER M., H, HÖNNINGER K. 2001: A modified 3D-patch model for spatially explicit simulation of vegetation composition in heterogeneous landscapes. Forest Ecology and Management 144:43-65
- MERGANIČ J., FABRIKA M., 2009: Determination of climatic-site strata based on rectified climatic rasters for the purposes of natural regeneration density model. Acta Facultatis Forestalis Zvolen, 51(3), p. 113-124, ISSN: 0231-5785
- MERGANIČ J., STERBA H. , 2006: Characterisation of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. Eur. J. Forest Res.125, p. 427-439, ISSN: 1612-4669
- MERGANIČ, J., FABRIKA, M., MERGANIČOVÁ, K., 2011: Submodel of height-diameter function for climatic-site strata of the model of natural regeneration in the growth simulator SIBYLA. Acta Facultatis Forestalis Zvolen, 53(1), p. 155-168, ISSN: 0231-5785
- MICHAJLOV, J., 1952: Mathematische Formulierung des Gesetzes für Wachstum und Zuwachs der Waldbäume und Bestände. Schweiz. Z. Forstw., 103, 9/10, p. 368–380
- MIINA J., EERIKÄINEN K., HASENAUER H. 2006: Modeling Forest Regeneration, In HASENAUER H.(ed.): Sustainable forest management: Growth Models for Europe. p.93-110
- MONSERUD, R.A., EK, A.R. 1977: Prediction of understory tree height growth in northern hardwood stands. Forest Science 23:391-400.
- NÄSLUND, M., 1936: Skogsförsöksanstaltens gallringsförsök i tallskog. Meddelanden från Statens Skogsförsöksanstalt 29. 169 p.
- PETERSON, H., 1955: Bartrskogens volymproduktion. Die Massenproduktion des Nadelwaldes.. Meddelanden fran Statens Skogsforskningsinstitut, Stockholm, Band 45, I, p. 45
- REINEKE, L.H., 1933: Perfecting a stand density index for even-aged forests. Journal of Agricultural Research, 46 (7), s. 627-638.
- SCHWEIGER J., STERBA H. 1997: A model describing natural regeneration recruitment of Norway spruce (Picea abies (L.) Karst.) in Austria. Forest Ecology and Management 97:107-118.
- ŠMELKO Š., MERGANIČ J., ŠEBEŇ V., RAŠI R., JANKOVIČ J., 2006: Národná inventarizácia a monitoring lesov Slovenskej republiky 2005-2006. Metodika terénneho zberu údajov (Pracovné postupy - 3. Doplnená verzia). Národné lesnícke centrum Zvolen, s. 129 s., ISBN: 80-88852-98-2
- TRASOBARES A., PUKKALA T., MIINA J. 2004: Growth and yield model for uneven-aged mixtures of Pinus sylvestris L. and Pinus nigra Arn. In catalonia, north-east Spain. Annals of Forest Science 61:9-24.
- WOLF, J., 1957: Časové a bezčasové směrové pole vývoje. Sborník VŠZL Brno, řada C, č. 1., p. 1–10

Durchforsten nach Zahlen

Optimale Behandlungsstrategien auf der Basis heuristischer Verfahren

Annett Degenhardt

Landesbetrieb Forst Brandenburg, Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde, Fachbereich Waldentwicklung /
Monitoring, 16225 Eberswalde, A.-Möller-Str. 1

Einleitung

Mit Hilfe des für Brandenburg parametrisierten Wachstumssimulators BWINPro gelingt es, Auswirkungen verschiedenster Durchforstungsweisen auf die Einzelbaum- und Bestandesentwicklung aus waldwachstumskundlicher und betriebswirtschaftlicher Sicht abzuschätzen und Hinweise zu optimalen Behandlungsstrategien zu liefern.

Da die Durchforstung in den Einzelbaummodellen durch verschiedene Parameter wie die Art der Durchforstung, die Entnahmemengen oder den Freistellungsgrad von Z-Stämmen gesteuert wird, lassen sich durch die Kombination der Wachstumsmodelle mit geeigneten Optimierungsverfahren (lokale Suchen) optimale Werte für die durchforstungsrelevanten Parameter herleiten.

Die in den Modellen integrierten Durchforstungsalgorithmen bilden jedoch immer nur die in der Praxis üblichen Behandlungsweisen (Hochdurchforstung, Niederdurchforstung, Z-Baum-Freistellung) ab, die häufig nur verbal beschrieben und durch subjektive Wahrnehmungen beeinflusst sind. Einzelbäume werden also nach vorher festgelegten parameterabhängigen Algorithmen über das Durchforstungsmodell „entnommen“. Dieser Schritt der Modellierung scheint jedoch zu größeren Ungenauigkeiten bzw. Informationsverlusten zu führen. Daher wurde nach einer Möglichkeit gesucht, optimale Behandlungsstrategien abzuleiten, ohne auf die parameterabhängigen Durchforstungsalgorithmen zurückgreifen zu müssen.

Ausgangspunkt war dabei die Idee, dass die Durchforstung von Beständen ganz konkret immer die Entnahme von einzelnen Bäumen zu bestimmten Zeitpunkten bedeutet, wobei sich die jeweiligen Entnahmezeitpunkte der Einzelbäume aus der aktuellen Wuchskonstellation in deren Umgebung begründen. Daraus ergab sich folgender Optimierungsansatz: Gesucht sind die Entnahmezeitpunkte für alle Einzelbäume so, dass das beste betriebswirtschaftliche Ergebnis, hier die maximale durchschnittliche jährliche Wertleistungen, erzielt wird. Aufgrund der aus diesem Ansatz resultierenden großen Zahl von Variablen wurden die optimalen Lösungen mit Hilfe von heuristischen Verfahren abgeleitet.

Anhand von drei Kiefernbeständen unterschiedlicher Bonität wird gezeigt, in welchem Maße die gefundenen optimalen Behandlungsstrategien die in der Praxis beschriebenen Durchforstungsweisen widerspiegeln, aber auch, wo sie bedeutend davon abweichen können.

Die Ergebnisse liefern letztendlich sehr nützliche Hinweise über die Zusammenhänge zwischen den Entnahmezeitpunkten von Einzelbäumen und den betriebswirtschaftlichen Ergebnissen für den gesamten Bestand und sollten dazu beitragen können, Strategien der praktischen Bestandesbehandlung abzuleiten.

Ableitung optimaler Behandlungsvarianten

Mit der Einführung der neuen Waldbaurichtlinie („Grüner Ordner“) in die Landesforstverwaltung Brandenburg (2004) kam es auch zu veränderten Vorgaben bei der Behandlung von Kiefernreinbeständen. Während die bisherigen Behandlungsempfehlungen auf einer großen Anzahl von Z-Bäumen und einer relativ geringen Freistellung aufbauten, empfiehlt der „Grüne Ordner“ die Auswahl von maximal 150 Z-Bäumen und eine optimale Freistellung in der Art, dass diesen über den gesamten Wachstumsverlauf Kronenfreiheit geschaffen wird. In der Praxis geht man teilweise sogar so weit, dass nur etwa 40-50 Z-Bäume ausgewählt werden und diese weitgehend solitär gestellt werden sollen. Außerdem ist zu vermuten, dass für Kiefernbestände auf unterschiedlichen Standorten auch verschiedene Bestandesbehandlungen optimal sein können. Aus diesen Ungewissheiten heraus entstand nun die Frage, wie sich für den einzelnen Bestand bei Beachtung seiner besonderen Wuchsbedingungen betriebswirtschaftlich optimale Behandlungsvarianten ableiten lassen.

Bei der Beurteilung der Optimalität sollten zunächst die Kosten und Erlöse der Bestandesbehandlungen berücksichtigt werden. Als Maß zur Bewertung des betriebswirtschaftlichen Ergebnisses und damit als Zielfunktionswert der Optimierung dient das *Maximum der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung eines Bestandes*. Diese Größe leitet sich wie folgt her.

Der *Wertleistung des Bestandes zum Bestandesalter A* ist die Summe aus den erntekostenfreien Erlösen der bis zu diesem Alter vollzogenen Durchforstungen und des erntekostenfreien Abtriebserlöses des zu diesem Zeitpunkt stehenden Bestandes. Deren Wert setzt sich wie folgt zusammen: Die Erlöse werden über Holzaushaltungsalgorithmen auf der Grundlage vorgegebener Sortimente berechnet. Berücksichtigt wurden dabei

sortimentsbezogene brandenburgische Durchschnittserlöse. Die Kosten der Bestandesbehandlung beschränken sich auf die Astungs-, Durchforstungs- und Erntekosten. Eine Verzinsung der Kosten und Erlöse erfolgt nicht.

Durch die Umrechnung der Wertleistung des Bestandes auf das jeweilige Bestandesalter erhält man einen Zeitbezug. Die *durchschnittliche jährliche Wertleistung zum Bestandesalter A* bestimmt sich als Quotient aus der Wertleistung des Bestandes zum Bestandesalter A und dem Bestandesalter A. Sie ist damit eine vom Bestandesalter abhängige Funktion. Beispielhaft zeigt Abbildung 1 die Entwicklung der Wertleistung und der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung für den Beispielbestand Köpenick 187 (s. auch Tab. 2).

Der Zielfunktionswert wird schließlich durch das *Maximum der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung* bestimmt.

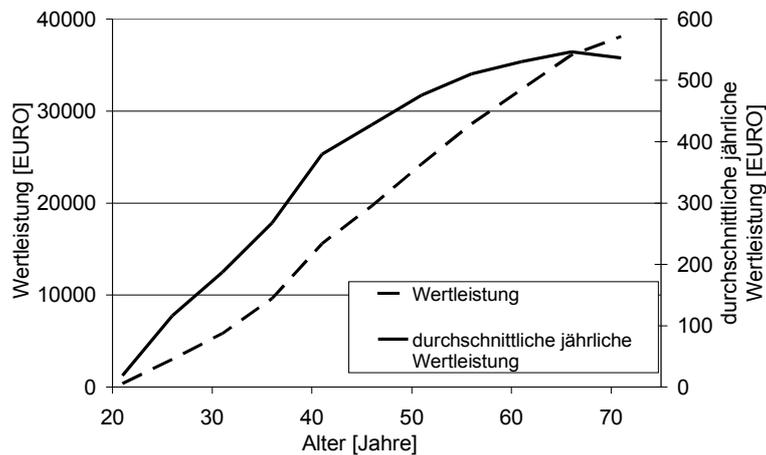


Abb. 1: Entwicklung der Wertleistung und der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung des Beispielbestandes Köpenick 187

Der übliche forstliche Ansatz zur Ableitung optimaler Behandlungsvarianten stellt die Anlage und Auswertung von Versuchsflächen dar. Der Nachteil dieses Ansatzes besteht darin, dass Ergebnisse erst nach langfristiger Beobachtung zu erwarten sind. Gleichfalls bieten Durchforstungsversuche auch nur eine begrenzte Parametervariabilität.

Mit Hilfe von Bestandessimulationsmodellen wird es möglich, Bestandesentwicklungen bei unterschiedlichsten Behandlungsvarianten näherungsweise zu prognostizieren. Im Ergebnis können ökologische, ertragskundliche und ökonomische Parameter dargestellt werden. Diese Ergebnisse lassen Vergleiche zwischen verschiedenen Behandlungsvarianten zu, liefern jedoch keine hinreichende Basis zur Einschätzung der Optimalität der Bestandesbehandlung.

Durch die Kombination von Bestandessimulationsmodellen mit geeigneten Optimierungsverfahren soll versucht werden, optimale Parameter der Bestandesbehandlung durch objektive Kriterien zu bestimmen (VALSTA 1992). Als Simulationsmodell wird der für die Kiefer in Brandenburg angepasste Wachstumssimulator BWINPro (NAGEL et al. 2003) verwendet. Die Simulation läuft auf der Grundlage ausgewählter Parameter der Bestandesbehandlung ab, welche im Ergebnis den Zielfunktionswert der Optimierung liefert. Mit Hilfe geeigneter Optimierungsverfahren werden diese Parameterwerte iterativ einer optimalen Lösung angenähert.

Heuristische Verfahrensansätze

Bestandessimulationsmodelle, insbesondere der für Brandenburg angepasste Wachstumssimulator BWINPro (NAGEL et al. 2003, DEGENHARDT 2006b), basieren auf sehr komplexen Algorithmen mit vielen Parametern, die die Voraussetzungen für die Anwendung analytischer Optimierungsverfahren nicht erfüllen bzw. deren Einsatz nicht zweckmäßig erscheinen lassen (Abb. 2).

Alle drei Simulationsschritte – Bestandesbehandlung, Wachstumsprognose und Kosten-Erlös-Kalkulation – werden durch separate Module abgebildet.

Während die Bestandesbehandlung zwar teilweise durch stetige Parameter beschrieben werden kann (z. B. Abstände zu Nachbarbäumen, Kronendimensionen), spielen andererseits auch sehr viele diskrete Größen wie die Art der Behandlung (Hochdurchforstung, Niederdurchforstung), die Auswahl und Anzahl der Z-Stämme oder die Mortalität eine entscheidende Rolle. Die Durchforstung der Bestände bedeutet in diesem Sinne immer die konkrete Behandlung (Pfleger oder Entnahme) von einzelnen Bäumen.

Die Wachstumsprognose stützt sich auf die Modellierung des Wachstums von Einzelbäumen und die nachfolgende Zusammenfassung der Einzelbaumwerte zu einem Gesamtbestand. Zur Beschreibung des Einzelbaumwachstums werden neben dem Durchmesser, der Höhe und seiner Kronenparameter auch die Entfernungen und Dimensionen der konkurrierenden Nachbarbäume berücksichtigt.

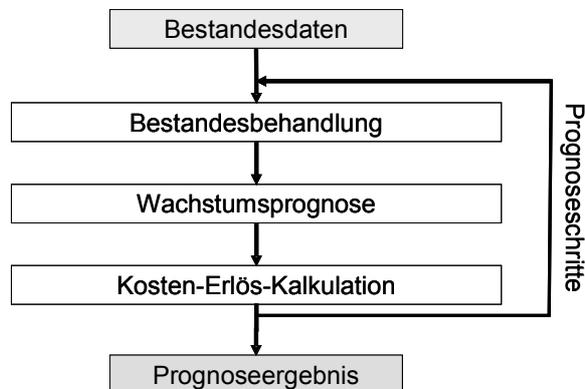


Abb. 2: Der Algorithmus des Simulationsmodells

Die Kosten- und Erlöskalkulationen basieren dagegen auf Gesamt mengen sowie auf mittleren Durchmessern und Volumen von Einzelbäumen. Durch die Berücksichtigung von Stärkeklassen kann es trotz kontinuierlichem Durchmesserwachstums zu erheblichen Sprüngen in der Erlösentwicklung kommen.

Für die Lösung des Problems, das Finden optimaler Behandlungsstrategien, wurden daher heuristische Verfahren herangezogen. Heuristische Verfahren sind Techniken zur Suche nach guten (nahezu optimalen) Lösungen für komplexe Optimierungsprobleme in möglichst kurzer Zeit. Prinzipiell sind dabei kaum Kenntnisse über das Verhalten des Systems erforderlich sowie keine Voraussetzungen wie Stetigkeit, Differenzierbarkeit, Konvexität zu erfüllen.

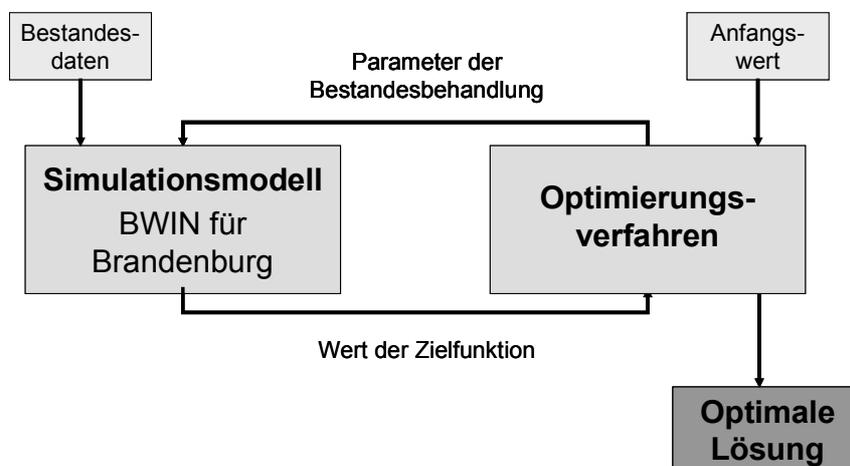


Abb. 3: Kombination des Simulationsmodells mit einem Optimierungsverfahren

Abbildung 3 zeigt die Struktur des Verfahrensansatzes. Durch die Kombination des Bestandessimulationsmodells mit geeigneten heuristischen Optimierungsverfahren soll es gelingen, optimale Bestandesbehandlungen durch objektive Kriterien zu bestimmen (VALSTA 1992).

Die Verknüpfung zwischen dem Simulationsmodell und den Optimierungsverfahren erfolgt nur über den Austausch der Behandlungsparameter und dem Zielfunktionswert. Aufbau und Eigenschaften des Simulationsmodells spielen im Gegensatz zu exakten Optimierungsverfahren keine Rolle. Für die Optimierungsverfahren wurden dem Problem angepasste, geeignete heuristische Suchverfahren ausgewählt.

Sucheverfahren gehen von einer zulässigen Lösung des Problems aus. Iterativ wird von der gerade betrachteten Lösung zufällig oder systematisch eine neue Lösung in der Umgebung ausgewählt. Liefert diese Lösung einen besseren Zielfunktionswert, wird sie akzeptiert. Auch bei Verschlechterung des Zielfunktionswertes kann die Lösung mit einer geringen Wahrscheinlichkeit übernommen werden (Simulated Annealing; BLUM und ROLI 2003). Die Suche endet, sobald keine Verbesserung in der Umgebung gefunden werden kann.

Der Vorteil dieser Verfahren besteht in ihrer leichten Implementierbarkeit. Sie führen relativ schnell zu plausiblen und nützlichen Lösungen von komplexen Problemen. Nachteilig ist allerdings, dass die Qualität der Lösung häufig nicht abgeschätzt werden kann. Der Algorithmus bricht auch bei lokalen Maxima ab. Daher ist in der Regel nicht sicher, ob das globale Maximum gefunden wurde bzw. wie weit die ermittelte Lösung vom globalen Maximum entfernt ist. Durch die Wiederholung des Verfahrens mit verschiedenen Anfangslösungen können diese Probleme teilweise umgangen werden.

Im Folgenden werden zwei verschiedenen Suchverfahren, einer Kompass-Suche und einer stochastischen lokalen Suche, für die Ableitung optimaler Behandlungsstrategien betrachtet und deren Lösungen dargestellt, verglichen und diskutiert.

Optimale Behandlungsparameter mit Hilfe der Kompass-Suche

Die Bestandesbehandlung wurde in dem in Abbildung 2 dargestellten Modellansatz auf Durchforstungsalgorithmen zurückgeführt, die sich durch praxisrelevante Parameter wie die Anzahl der Z-Bäume, der Grad der Freistellung von Z-Bäumen, die Art und Stärke der Durchforstung des Restbestandes, das Durchforstungsintervall, Entnahmemengen oder Umtriebszeiten und Zielstärken steuern lassen.

In einem ersten Optimierungsansatz wurde daher versucht, mit Hilfe der Kompass-Suche (KOLDA et al. 2003, DEGENHARDT 2006a) für diese Parameter der Bestandesbehandlung iterativ optimale Lösungen zu finden. Da der Rechenaufwand proportional mit der Parameteranzahl steigt und die Zielfunktionsberechnung sehr aufwändig ist, wurde zunächst versucht, das Optimierungsproblem auf wenige Parameter zu beschränken.

Dazu wurde das Durchforstungsintervall auf konstant 5 Jahre, die Entnahmemengen unbegrenzt, die Zielstärke auf 50 cm und die Anzahl der Z-Bäume auf 60/ha festgelegt. Variabel blieben zunächst nur der Grad der Freistellung der Z-Bäume sowie die Durchforstungsstärke des Restbestandes. Andere Ansätze, die sich auf die Anzahl der Z-Stämme und deren Freistellung bzw. den Einfluss der Zielstärke konzentrieren, sind in DEGENHARDT (2006a) und DEGENHARDT (2010) diskutiert.

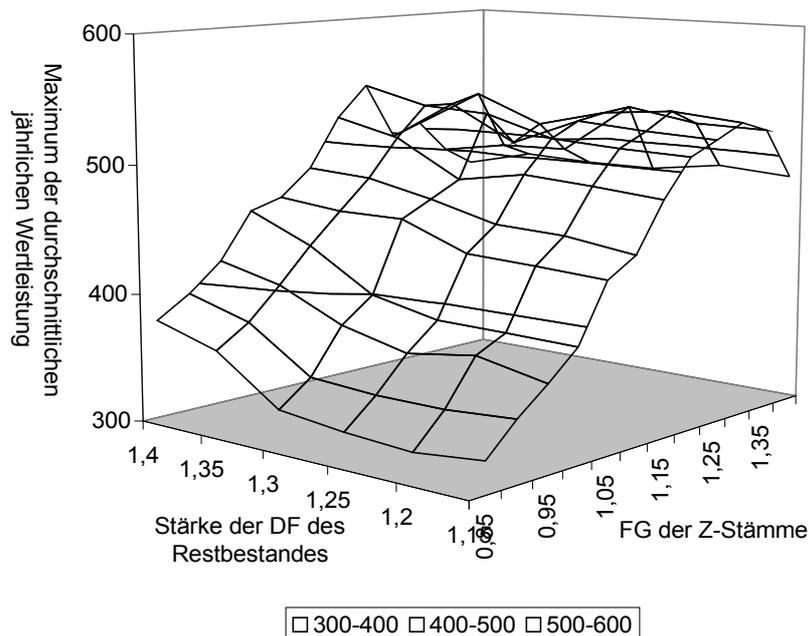


Abb. 4: Maximum der durchschnittlichen Wertleistung für den Kiefernerbestand Köpenick 187 in Abhängigkeit von Freistellungsgrad der Z-Stämme und der Durchforstungsstärke des Restbestandes

Abbildung 4 zeigt die maximale durchschnittliche jährliche Wertleistung für den Kiefernerbestand Köpenick 187 (s. Tab. 2) in Abhängigkeit von Freistellungsgrad der Z-Stämme und der Durchforstungsstärke des Restbestandes. Die Wirkungsfläche weist verschiedene lokale Maxima auf, die im Rahmen des Iterationsverfahrens auch als Optima gefunden werden. Das globale Optimum liegt bei einem Freistellungsgrad der Z-Stämme von 1,2 und einer Durchforstungsstärke des Restbestandes von 1,4. Die Entwicklung der Wertleistung bzw. der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung bei optimaler Durchforstung entspricht den in Abbildung 1 dargestellten Kurven.

Optimale Entnahmezeitpunkte der Einzelbäume mit Hilfe einer stochastischen lokalen Suche

Die im Modell verwendeten Durchforstungsalgorithmen sind so konzipiert, dass sie die in der Praxis üblichen Behandlungsstrategien wie Hochdurchforstung, Niederdurchforstung oder Z-Baum-Freistellung abbilden sollen. Die häufig nur verbal beschriebenen und durch die subjektive Wahrnehmung zusätzlich beeinflussten Behandlungsstrategien werden für das Modell in formale, parameterabhängige Algorithmen umgewandelt, so dass es in diesem Schritt der Modellierung zu großen Ungenauigkeiten bzw. Informationsverlusten kommen kann. Mit dem folgenden Ansatz soll daher versucht werden, auf die parameterabhängigen Durchforstungsalgorithmen zu verzichten.

Die Durchforstung von Beständen bedeutet ganz konkret immer die Entnahme von einzelnen Bäumen zu bestimmten Zeitpunkten. Die jeweiligen Entnahmezeitpunkte der Einzelbäume ergeben sich aus der aktuellen Wuchskonstellation in deren Umgebung. Damit lässt sich das Ergebnis einer Behandlungsstrategie für eine konkreten Bestand auch anhand der Entnahmezeitpunkte e_i , $i=1, \dots, N$ seiner N Einzelbäume darstellen.

Aufbauend auf dieser Idee ist auch folgender Optimierungsansatz für die Ableitung optimaler Behandlungsstrategien geeignet: Gesucht sind die Entnahmezeitpunkte für alle Einzelbäume so, dass das beste betriebswirtschaftliche Ergebnis, nämlich die maximale durchschnittliche jährliche Wertleistungen, erzielt wird.

Da die Parameterzahl bei diesem Ansatz durch die Anzahl der Einzelbäume bestimmt wird und damit wesentlich höher als die Zahl der Parameter in den Durchforstungsalgorithmen ist, wird ein anderes Suchverfahren, eine stochastische lokale Suche, verwendet.

Wenn (e_1, e_2, \dots, e_N) eine Anfangslösung bezeichnet, dann sei die Umgebung der Lösung durch die folgende Menge gegeben:

$$U = \left\{ E = (e_1, e_2, \dots, e_i \pm 5, \dots, e_N) \text{ für alle } i = 1, \dots, N \right\}$$

Aus dieser Umgebungsmenge wird bei jedem Iterationsschritt zufällig ein Element gewählt und deren Zielfunktionswert bestimmt.

Zur Lösung des Problems wurde daher folgender Suchalgorithmus verwendet:

- Für eine Anfangslösung $E_0 = (e_1, e_2, \dots, e_N)$ werden die Entnahmezeitpunkte e_i aller Einzelbäume $i=1, \dots, N$ zufällig festgelegt.
- Für diese Anfangslösung ergibt sich der Zielfunktionswert ZF_0 .
- In der Umgebungsmenge U_k wird eine Parameterkonstellation E_{k+1} zufällig ausgewählt und der Zielfunktionswert ZF_{k+1} berechnet.
- Wenn $ZF_{k+1} < ZF_k + \Delta$, dann setze $E_{opt} = E_{k+1}$, sonst $E_{opt} = E_k$.

Tab. 1: Ergebnisliste der stochastischen lokalen Suche

BNR	Entnahmealter	BHD	Höhe
1	36	7,56	12,73
2	121	48,16	33,72
3	31	7,56	12,06
4	31	7,80	12,23
5	31	5,62	10,98
6	46	12,86	16,68
7	26	5,94	10,59
8	46	19,23	19,29
9	56	13,96	18,05
10	26	5,95	10,59
...			

Um lokale Optima eventuell auch wieder verlassen zu können, sind bei dieser Strategie Parameterkonstellationen erlaubt, die zwischenzeitlich zur Verschlechterung des Zielfunktionswertes führen dürfen (Simulated Annealing; BLUM und ROLI 2003). Außerdem wurde die Lösungssuche für verschiedene Anfangslösungen durchgeführt.

Im Ergebnis der Optimierung erhält man eine Liste mit optimalen Entnahmezeitpunkten für die Einzelbäume eines Bestandes (Tab. 1) mit deren bis dahin erreichten Durchmessern und Höhen.

Beispielbestände

Anhand von drei Kiefernbeständen unterschiedlichen Alters und unterschiedlicher Bonität (Tab. 2) sollen die Optimierungsverfahren demonstriert und deren Ergebnisse diskutiert werden. Entsprechend der Bonität der Bestände wurden einzelne wenige Durchforstungsvorgaben fixiert. Nur in den Beständen besserer Bonität sollte eine Z-Baum-Auswahl erfolgen (Köpenick 187 und Finowtal 198). Außerdem konnten in den Beständen besserer Bonität auch höhere Zielstärken angestrebt werden.

Für die Bestände Köpenick 187 und Finowtal 198 wurde mit Hilfe der Kompass-Suche nach optimalen Varianten für den Freistellungsgrad der Z-Stämme und die Durchforstungsstärke des Restbestandes gesucht. Da für den Bestand Peitz 104 keine Z-Stämme ausgewählt werden sollten, bot sich eine selektive Durchforstungsweise entsprechend der Kiefern-Ertragstafel (LEMBCKE et al. 1975) an. Bei diesem Ansatz wurde über die Durchforstungsstärke bei der Entnahme der Bedränger und die maximalen Entnahmemengen optimiert.

Fläche	Alter	Bonität	Vorgaben für die Durchforstung	Parameter der Optimierung (Kompass-Suche)
Köpenick 187	21	31,6	60 Z-Bäume/ha; Zielstärke 50 cm	Freistellungsgrad der Z-Stämme, Durchforstungsstärke des Restbestandes
Finowtal 198	41	25,1	60 Z-Bäume/ha; Zielstärke 45 cm	Freistellungsgrad der Z-Stämme, Durchforstungsstärke des Restbestandes
Peitz 104	64	15,2	keine Z-Bäume; Zielstärke 40 cm	Durchforstungsstärke bei der Entnahme von Bedrängern, maximale Entnahmemengen

Tab. 2: Beschreibung der Beispielbestände

Abbildung 5 zeigt für die Beispielbestände Köpenick 187 (links) und Finowtal 198 (rechts) die Entwicklung der durchschnittlichen jährlichen Wertleistungen für optimale Durchforstungsstrategien, bestimmt aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche, im Vergleich. Da gerade auch bei der stochastischen lokalen Suche in der Regel nicht das globale Maximum gefunden wird, sind für dieses Verfahren mehrere Lösungen berechnet und dargestellt worden. Als Anfangslösungen wurden sowohl zufällige Entnahmezeitpunkte als auch die optimale Durchforstungsvariante aus der Kompass-Suche gewählt. Deutlich zeigt sich, dass alle optimalen Behandlungsvarianten aus der stochastischen lokalen Suche höhere Wertleistungen liefern als die Optimalvariante der Kompass-Suche. Die vorgegebenen Durchforstungsalgorithmen schränken offensichtlich die Freiheiten bei der Entnahme der Einzelbäume ein. Die gleich mit Beginn der Durchforstungsmaßnahmen auftretenden Differenzen vergrößern sich bis zum Zeitpunkt des Erreichens des Maximums der durchschnittlichen jährlichen Wertleistung auf ca. 70-90 EURO (Köpenick 187) bzw. ca. 30-40 EURO (Finowtal 198) je ha und Jahr (entspricht ca. 15 % der Wertleistung). Dabei werden diese Werte sowohl bei zufälliger Wahl von Anfangslösungen als auch ausgehend von der Lösung aus dem Kompass-Verfahren erreicht. Die Bestandesvisualisierungen der optimalen Varianten aus der Kompass-Suche und der stochastischen lokalen Suche in Form der Stammverteilungspläne (Abb. 8 und 9) zeigen, dass diese Abweichungen offensichtlich aus der früheren Entnahme sehr schwacher Stämme und der damit verbundenen größeren Freistellung stärkerer Stämme resultieren. Auffallend ist auch, dass die stärkeren Stämme trotz möglicher gegenseitiger Konkurrenz in der Regel relativ lange im Bestand verbleiben und keine besondere Freistellung der Z-Stämme (schwarz ausgefüllte Kreise) ausgewiesen wird.

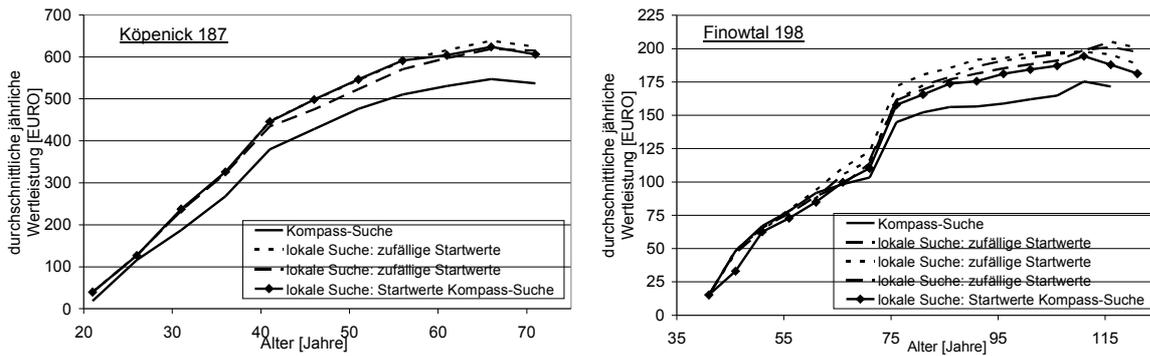


Abb. 5: Entwicklung der durchschnittlichen jährlichen Werteistung für optimale Lösungen aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche für die Bestände Köpenick 187 (links) und Finowtal 198 (rechts)

Etwas anders verhält es sich offensichtlich im Bestand Peitz 104. Ausgehend von der für die Praxis empfohlenen Durchforstungsweise entsprechend der Kiefern-Ertragstafel wurde bei der Bestandessimulation mit BWINPro eine selektive Durchforstung durch die Auswahl und Freistellung temporärer Pflegebäume ohne Astung nachvollzogen. Durch den Freistellungsgrad der temporären Pflegebäume und die Festlegung der maximalen Entnahmemengen je Durchforstungseingriff konnte die Intensität der Behandlung gesteuert werden.

Der Optimierungsalgorithmus der Kompass-Suche lieferte als Optimum einen Freistellungsgrad von 1,3 und Entnahmemengen von max. 5-10 fm/ha (Abb. 6). Erstaunlicher Weise entsprechen diese Werte ungefähr den Vorgaben der Ertragstafel bei Bestockungsgrad 1,0. Auch die Ergebnisse aus der stochastischen lokalen Suche führen nur noch zu ganz geringfügigen Erhöhungen der durchschnittlichen jährlichen Werteleistungen (Abb. 7). In den Stammverteilungsplänen sind visuell ebenfalls kaum Unterschiede zu erkennen (Abb. 10). Hier trifft die der Kiefern-Ertragstafel zugrundeliegende Durchforstungsweise in Beständen sehr schlechter Bonität das optimale betriebswirtschaftliche Ergebnis äußerst genau.

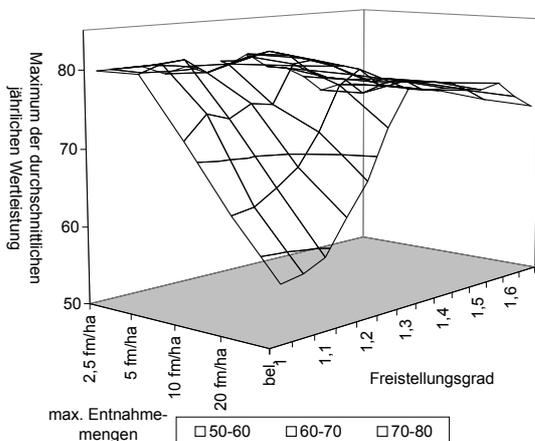


Abb. 6: Maximum der durchschnittlichen Werteistung für den Kiefernereinbestand in Abhängigkeit von Freistellungsgrad und der maximalen Entnahmemenge je Durchforstungsintervall

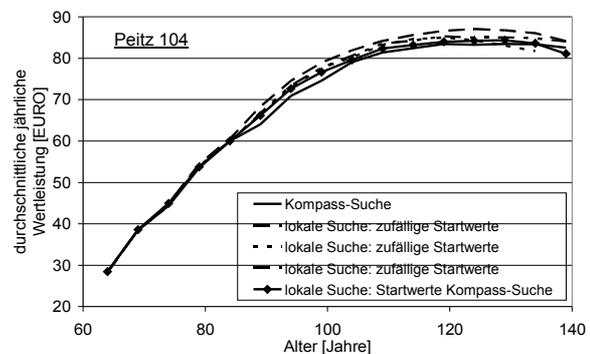
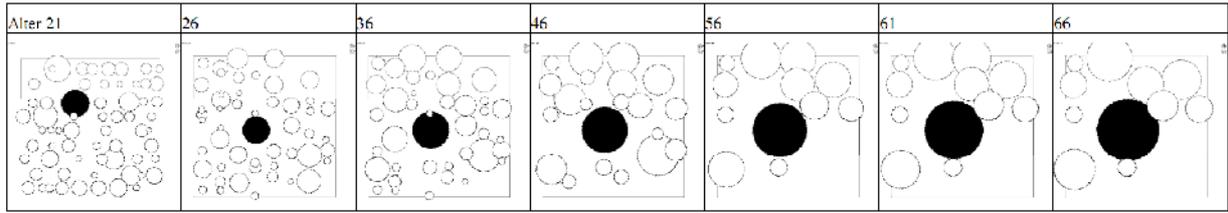


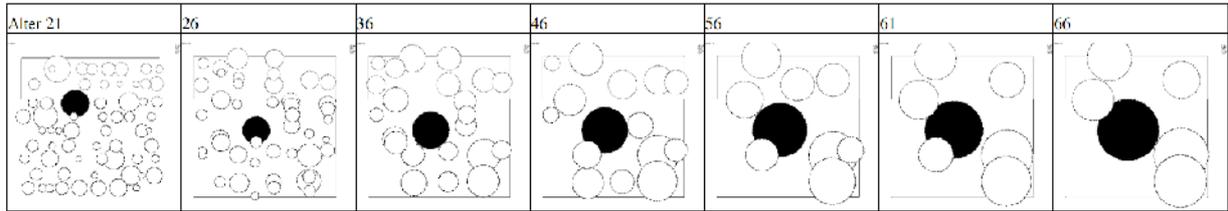
Abb. 7: Entwicklung der durchschnittlichen jährlichen Werteistung für optimale Lösungen aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche für den Bestand Peitz 104

Diskussion

Die Ergebnisse der Suche nach optimalen Behandlungsvarianten in Kiefernreinbeständen mit Hilfe von heuristischen Verfahren zeigen, dass die gefundenen optimalen Lösungen teilweise mit den in der Praxis beschriebenen Durchforstungsweisen übereinstimmen können, es aber auch zu bedeutenden Abweichungen kommen kann.

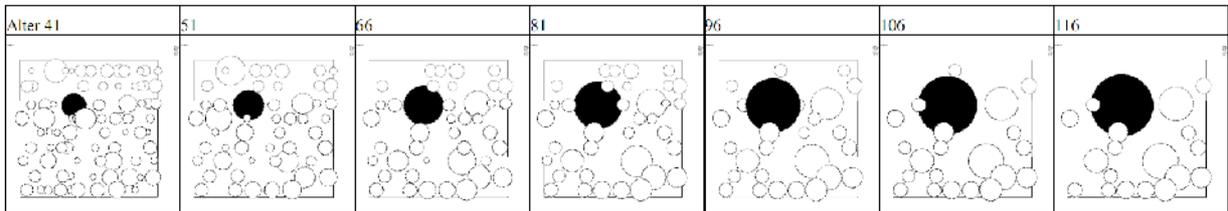


Kompass-Suche

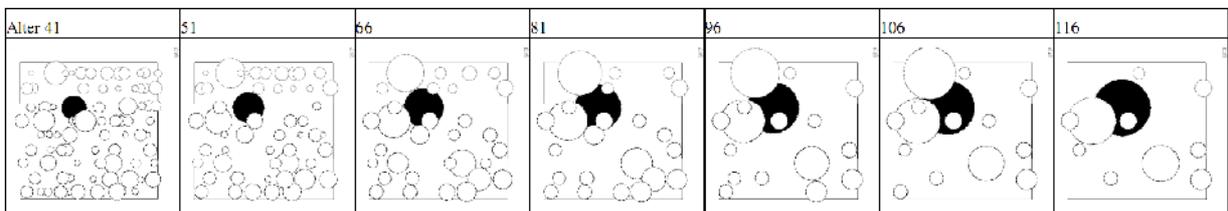


Stochastische lokale Suche

Abb. 8: Köpenick 187- Bestandesentwicklungen der optimalen Lösungen aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche

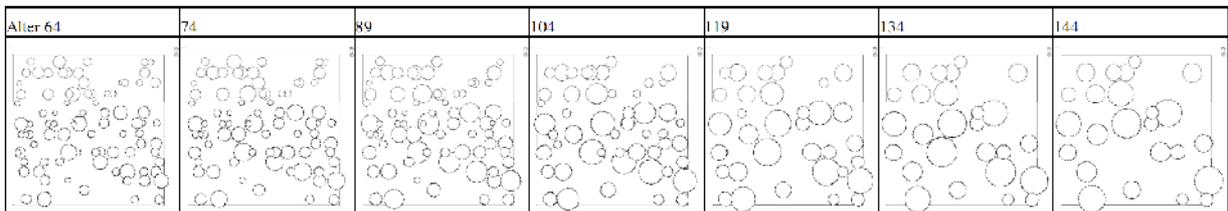


Kompass-Suche

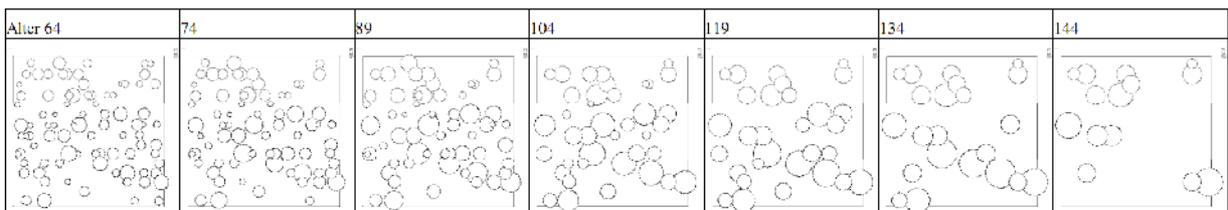


Stochastische lokale Suche

Abb. 9: Finowtal 198- Bestandesentwicklungen der optimalen Lösungen aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche



Kompass-Suche



Stochastische lokale Suche

Abb. 10: Peitz 104- Bestandesentwicklungen der optimalen Lösungen aus dem Kompass-Verfahren und der stochastischen lokalen Suche

Die größeren Differenzen treten dabei bei der Z-Baum-Pflege in den Beständen Köpenick 187 und Finowtal 198 auf. Im Gegensatz zu den Empfehlungen des „Grünen Ordners“ (Waldbau-Richtlinien 2004) weisen die Ergebnisse darauf hin, sehr schwache Stämme niederdurchforstungsartig sehr zeitig zu entnehmen. Diese Strategie resultiert hauptsächlich aus dem negativen Einfluss der Erntekosten auf die Zielfunktionswerte. Bei zeitiger Entnahme lassen sich offensichtlich die Erntekosten minimieren. Die stärksten Stämme werden dagegen auch bei vermuteter gegenseitiger Konkurrenz im Bestand belassen. Die zu erwartenden relativ hohen Holzerlöse tragen zum Ansteigen der Zielfunktion bei. Besonders überraschend ist überdies, dass auch die Z-Stämme eher nur sehr gering freigestellt werden. Deren Standräume und Wuchskraft sind offensichtlich ausreichend, um den Erlösanteil in der Zielfunktion auch ohne besondere Freistellung positiv zu beeinflussen.

Die geringsten Unterschiede zwischen den praktischen Behandlungsempfehlungen und den Ergebnissen aus der heuristischen Optimierung treten dabei im Beispielbestand Peitz 104 mit der sehr schwachen Bonität bei ertragstafelähnlicher Durchforstung auf. Offensichtlich führen die Empfehlungen der Ertragstafel auf schwachen Standorten bei der derzeitigen Kosten-Erlössituation zu optimalen Behandlungsvarianten. Außerdem scheinen die nur wenig voneinander abweichenden Zielfunktionswerte beider Suchverfahren zu bestätigen, dass die im Modell umgesetzten parameterabhängigen Durchforstungsalgorithmen nahezu optimale Bestandesbehandlungen nachbilden können.

Die hier mit Hilfe von heuristischen Optimierungsverfahren für drei Kiefernreinbestände abgeleiteten Ergebnisse sind in dieser Form natürlich noch nicht geeignet, verallgemeinerbare Behandlungsempfehlungen für die Praxis abzuleiten. Dazu ist unbedingt zu prüfen, wie sensibel die Lösungen auf Veränderungen der Einflussfaktoren wie z.B. Holzpreise, Erntekosten, nachgefragte Sortimenten aber auch die Standortbedingungen reagieren. Die erzielten Ergebnisse liefern jedoch sehr nützliche Anhaltspunkte für das Verständnis der Wechselwirkungen zwischen den Modellfunktionen und der Ursache-Wirkungs-Beziehungen bei der Bewirtschaftung von Kiefernbeständen. Sie werden zunächst dazu genutzt, das Wachstumsmodell zu verbessern, langfristig gesehen aber auch dazu beitragen können, Strategien der Bestandesbehandlung abzuleiten.

Zu berücksichtigen ist insbesondere auch, dass die iterativ ermittelten optimalen Behandlungsstrategien in der Praxis nicht in der Exaktheit umgesetzt werden können. Einerseits spielen zusätzliche, bisher nicht im Modell berücksichtigte Parameter wie Qualität, Vitalität oder Bestandesstabilität eine Rolle. Andererseits wirken teilweise unvorhersehbare äußere Einflüsse (Witterung, Sturm, Schädlingsbefall, Schneebruch) auf die Bestandesentwicklung zusätzlich ein. Aufgrund der Einfachheit des Optimierungsverfahrens wäre es im Einzelfall jedoch auch möglich, sehr schnell optimale Behandlungsstrategien zu finden. Folglich könnte die Bestandesbehandlung nach Störungsereignissen auch wieder optimal angepasst werden.

Bei den verwendeten heuristischen Optimierungsansätzen, insbesondere bei der stochastischen lokalen Suche, ist zu berücksichtigen, dass verschiedene Anfangswerte in der Regel zu unterschiedlichen lokalen Lösungen führen können. Wahrscheinlich wurde auch bei keinem der hier dargestellten Beispiele das globale Optimum für die Entnahmezeitpunkte der Einzelbäume gefunden. In den meisten Fällen bilden die lokalen Lösungen jedoch aus dem Modellansatz erklärable, plausible Behandlungsstrategien ab. Durch das Hinterfragen der teilweise auch überraschenden Ergebnisse können sie wesentlich zum Verständnis des Systems beitragen.

Während bei den hier diskutierten Ansätzen einzelne Behandlungsparameter wie die Anzahl der Z-Stämme oder die Zielstärke konstant und damit unberücksichtigt gelassen wurden, konnte in vorangegangenen Untersuchungen deren Einfluss auf das betriebswirtschaftliche Ergebnis quantifiziert werden. Während bei besseren Bonitäten auch die Zahl der auszuwählenden und zu pflegenden Z-Stämme größer gewählt werden kann (DEGENHARDT 2006a), scheint es andererseits, dass die häufig vorgegebenen Zielstärken und die zwingende Entnahme der Stämme bei Erreichen dieser Dimensionen nicht immer die betriebswirtschaftlich optimale Variante sein muss (DEGENHARDT 2010).

Literatur:

- BLUM, C.; ROLL, A. (2003): Metaheuristics in Combinatorial Optimization: Overview and Conceptual Comparison. *ACM Computing Surveys*, 35 (2003) 3, S. 268-308
- DEGENHARDT, A. (2006a): Verfahren zur Ableitung optimaler Behandlungsvarianten in Kiefernreinbeständen. *Sektion Forstliche Biometrie und Informatik, Trippstadt, 25.-27.09.2006, Tagungsbericht*, S. 120-128
- DEGENHARDT, A. (2006b): Der Waldwachstumssimulator „BWINPro Brandenburg“ für die Kiefer in Brandenburg. *Landesforstanstalt Eberswalde, Abschlussbericht*
- DEGENHARDT, A. (2010): Mit heuristischen Verfahren zur optimalen Durchforstung. *Sektion Forstliche Biometrie und Informatik, Göttingen, 21.-22.09.2010, Tagungsbericht, im Druck*
- KOLDA, T. G.; LEWIS, R. M.; TORCZON, V. (2003): Optimization by Direct Search: New Perspectives on Some Classical and Modern Methods. *SIAM Review* 45(2003)3, S. 385-482

- LEMBCKE, G.; KNAPP, E.; DITTMAR, O. (1975): DDR-Kiefern-Ertragstafel 1975. Institut für Forstwissenschaften Eberswalde, Abt. Ertragskunde
- NAGEL, J.; ALBERT, M.; SCHMIDT, M.; DÖBBELER, J. (2003): BWINPro. Programm zur Bestandesanalyse und Prognose. Handbuch zur Version 6.2, Göttingen
- VALSTA, L. (1992): An optimization model for Norway spruce management based on individual-tree growth models. Acta Forestalia Fennica 232, 20 S.
- Waldbau-Richtlinien 2004 „Grüner Ordner“ der Landesforstverwaltung Brandenburg. Potsdam, Mai 2004

Sturmrisiko von Fichte versus Douglasie auf baden-württembergischen Versuchsflächen

Axel Albrecht¹, Ulrich Kohnle¹, Marc Hanewinkel² und Jürgen Bauhus³

¹: Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg

²: Eidg. Forschungsanstalt WSL, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf

³: Universität Freiburg, Waldbau-Institut, Tennenbacherstr. 4, D-79106 Freiburg

Einleitung

Zwischen der ersten und der zweiten Bundeswaldinventur (1987-2001/2) nahm der Anteil der Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* [Mirbel] Franco) in deutschen Wäldern von 1,1 auf 1,6 % zu, während der Anteil fast aller anderen Nadelbaumarten während des gleichen Zeitraums abnahm. Dieser geringe Anteil wird mittelfristig jedoch deutlich zunehmen, da sie als eingeführte Baumart insbesondere in den jüngeren Altersklassen bis 40 Jahre besonders stark vertreten ist (BMVEL 2006). Die zunehmende Bedeutung verdankt die Douglasie ihrer hohen Produktivität, ihren vorteilhaften Holzeigenschaften und ihrer Dürretoleranz (BRANDL 1988, HEIDINGSFELDER und KNOKE 2004), besonders auch im direkten Vergleich mit Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.).

Stürme mit hohen Folgeschäden in Wäldern sind in Mitteleuropa meist Winterstürme der nordatlantischen Zugbahn (BENGTSSON et al. 2006, HURRELL et al. 2001, LECKEBUSCH et al. 2006). Laubbäume haben klare Stabilitätsvorteile gegenüber Nadelbäumen, da sie während dieser Jahreszeit keine Blätter tragen und ihr Windwiderstand folglich geringer ist. Innerhalb der Nadelbäume ist die Fichte besonders sturmgefährdet (BOUCHON 1987), wobei ihre Labilität überwiegend ihrer Eigenschaft als Flachwurzler sowie dem Anbau außerhalb ihres natürlichen Verbreitungsareals zugeschrieben wird (HANEWINKEL et al. 2008, V. TEUFFEL et al. 2004). Über das Sturmrisiko der Douglasie hingegen ist in Mitteleuropa wenig bekannt.

Aufgrund des hohen Anteils von Douglasie auf den langfristigen waldwachstumskundlichen Versuchsflächen in Baden-Württemberg hat diese Untersuchung einen Schwerpunkt auf dem Baumartenvergleich von Fichte und Douglasie bezüglich ihres Sturmrisikos. Methodische Aspekte insbesondere der Boosted Regression Trees (BRTs) sind bereits umfassend veröffentlicht und werden daher hier nicht eingehend betrachtet (DÍAZ-URIARTE und DE ANDRÉS 2006, ELITH und GRAHAM 2009, KAMPICHLER et al. 2010). Die Forschungsfragen sind:

- Sind die Versuchsflächendaten von Fichte und Douglasie im Hinblick auf dendrometrische Bestandeskennwerte, Standortseigenschaften sowie waldbauliche Behandlung vergleichbar?
- Ist die Douglasie auch nach der Berücksichtigung von Bestandeskennwerten, Standortseigenschaften und waldbaulicher Behandlung sturmstabiler als die Fichte?

Material

Für die vorliegende Untersuchung wurden 700 Versuchsflächen mit führender Baumart Fichte bzw. Douglasie ausgewählt. Diese Bestände sind vorwiegend einschichtige Reinbestände, und aus den Zeitreihenbeobachtungen wurden nur die Beobachtungszeiträume ausgewählt, in die die Stürme Wiebke (1990) und Lothar (1999) fielen. Für jede Versuchsfläche wurde die jeweils letzte Beobachtung vor jedem dieser zwei Ereignisse ausgewählt. Die aufgrund von Sturmschaden durch das folgende Ereignis ausscheidenden Bäume einer Versuchsfläche erhielten dann die einzelbaumweise Kennung für Sturmschaden, wobei eine Trennung zwischen Bruch und Wurf leider nicht möglich war. Auf Bestandesebene wurden diese Einzelbaumkennungen dann zur Analysevariablen sturmgeschädigte Grundfläche aufsummiert.

Die 700 Versuchsflächen sind durchschnittlich ca. 0,25 ha groß und stellen zusammen 189 ha vollaufgenommener Fläche dar. Sie sind unregelmäßig über Baden-Württemberg verteilt. Von den berücksichtigten 142.543 Baumbeobachtungen waren 13.181 als Sturmschaden registriert (Tab. 1). Während 1990 höhere Schadanteile bei Fichte (7%) als bei Douglasie (4%) beobachtet wurden, führte Lothar 1999 bei Douglasie zu höheren Schäden (15%) gegenüber Fichte (11%).

Tab. 1: Übersicht über die Einzelbaumdaten. Gesamtzahl der Beobachtungen und Anzahl sturmgeschädigter Bäume getrennt nach Sturmereignis sowie Baumart.

		Anzahl	Sturm- bäume	Anteil
Wiebke	Dgl	30556	1090	4%
	Fi	30969	2054	7%
Lothar	Dgl	33954	5031	15%
	Fi	47064	5006	11%

Die getesteten 42 potenziellen Prädiktoren beschreiben dendrometrische Eigenschaften der Bestände, Bodeneigenschaften sowie geographische und topographische Lage. Zusätzlich wurden die maximale Böen-Windgeschwindigkeit für beide Sturmereignisse sowie ein langjähriger Durchschnittswert getestet (HENEKA et al. 2006). Eine Kurzbeschreibung und zusammenfassende Statistik ist für jeden potenziellen Prädiktor in Tab. 2 zusammengestellt. Besonderheiten des Datensatzes sind, dass viele dendrometrische Kennwerte auf Bestandesebene rechnerisch aus präzisen Einzelbaumdaten hergeleitet wurden und dass die langfristige Entwicklung der Bestände inkl. ihrer waldbaulichen Behandlung bekannt ist. Die Auswertungen wurden auf der Bestandesebene vorgenommen, da auf den untersuchten Flächen Einzelbaumdaten weit weniger wichtig sind als Bestandesdaten (ALBRECHT 2009). Von den 1167 Beobachtungen auf Bestandesebene wurde bei 567 Sturmschaden festgestellt, und 67 dieser Flächen wurden komplett geschädigt. Die Häufigkeitsverteilung der Antwortvariablen sturmgeschädigte Grundfläche zeigt eine sehr hohe Anzahl von Flächen ohne Schäden, wie es für seltene Ereignisse typisch ist (Abb. 1A). Bei den Werten größer als 5 % (Abb. 1B) fällt eine negativ exponentielle Abnahme bis hin zu 60 % auf, und darauf folgt ein Wiederansteigen der Häufigkeiten bei Schäden zwischen 75 und 100 %. Diese quasi U-förmige Häufigkeitsverteilung mit Nullenflation, die keiner Normal- oder Exponentialverteilung zuzuordnen ist, bedingte eine spezielle Untersuchungsmethodik.

Tab. 2: Zusammenfassende Statistik der 42 potenziellen Prädiktoren.

Variablenname	Variablenbeschreibung	Mittelwert	N	Min	Max	STD	Variablenkategorie
E0	Bestockungsgrad	0.88	1149	0.28	1.66	0.21	Dichte
H:D100	H100/D100	0.70	1167	0.16	0.85	0.07	Dichte
H:D100_brel	relativer b-j. -H100/D100	1.31	1167	0.66	1.33	0.10	Dichte
H:D100relnorm	normierter H100/D100	0.98	1167	0.63	1.39	0.10	Dichte
H:D100relnorm_5rel	normierter relativer 5-j. H100/D100	1.00	1167	0.66	1.42	0.09	Dichte
H:Dg	Hg/Dg	0.85	1167	0.48	1.23	0.11	Dichte
G	Grundfläche (m ² /ha)	32.32	1167	8.90	70.38	9.43	Dimension
N	Stammzahl/ha	676.15	1167	111	2636	388.95	Dimension
V	Vorrat (Vfm/ha)	410.02	1167	61.10	1568.70	201.19	Dimension
Alter	Alter der Hauptbaumart	50.20	1154	0	206	29.87	Dimension
D100	D100	35.13	1167	13.60	79.60	9.90	Dimension
Dg	Dg	27.25	1167	10.50	75.80	9.73	Dimension
H:100	H100	24.52	1167	10.30	52.26	7.17	Dimension
Hg	Hg	22.72	1167	9.10	51.68	7.18	Dimension
h ₂ O_1990	rel. Wassersättigung m Boden am 28.02.1990	0.95	1167	0	1	0.12	MeteoWind
h ₂ O_1999	rel. Wassersättigung m Boden am 26.12.1999	0.98	1167	0	1	0.12	MeteoWind
Wind50	max. Böengeschwindigkeit in m/s mit jährl. Überschreitungswahrsch. 2%	38.12	1165	29.20	54.70	3.08	MeteoWind
Wind90	max. Böengeschwindigkeit in m/s am 28.02.1990	35.39	1165	22.10	45.10	4.00	MeteoWind
Wind99	max. Böengeschwindigkeit in m/s am 26.12.1999	35.82	1165	24.30	46.40	3.39	MeteoWind
Vorschäden	Vorschäden durch Sturm (0=nein; 1=ja)	0.19	1167	0	1.00	0.39	Vorschäden
D:FQ	Durchlorstungsquotient (Dg das ausscheidenden Bestände/Dg das Bestands vor Durchforstung)	0.74	1167	0	1.31	0.33	Entnahmen
DFQ_10j	mittlerer 10-j. Durchlorstungsquotient	0.73	1167	0	1.18	0.26	Entnahmen
DFQ_plan	Durchlorstungsquotient nur der planmäßigen Entnahmen	0.67	1167	0	2.11	0.56	Entnahmen
DFQz	Durchlorstungsquotient/Jahre seit letztem Eingriff	0.02	1167	0	0.38	0.03	Entnahmen
lotzt1grDFQ	Durchlorstungsquotient des vorangegangenen Eingriffs	0.71	1167	0	1.37	0.34	Entnahmen
lotzt1grcm	absolute Entnahmemenge des vorangegangenen Eingriffs	52.21	1167	0	464.50	55.54	Entnahmen
lotzt1grjahrsseit	Jahre seit vorangegangenen Eingriff	4.90	1167	1	26.00	1.97	Entnahmen
lotzt1grrel	relative Entnahmemenge des vorangegangenen Eingriffs	0.13	1167	0	0.70	0.12	Entnahmen
sumahproszgwlv	kumulierte Entnahmen/Gesamtwachstumleistung	0.34	1167	0	0.80	0.16	Entnahmen
Vaus	absolute Entnahmemenge	55.90	1167	0	580.50	53.86	Entnahmen
Vaus_plan	absolute Entnahmemenge nur der planmäßigen Entnahmen	35.32	1167	0	401.90	44.14	Entnahmen
Vausproz	relative Entnahmemenge	0.14	1167	0	0.80	0.12	Entnahmen
Vausproz_plan	relative Entnahmemenge nur der planmäßigen Entnahmen	0.09	1167	0	0.80	0.11	Entnahmen
Vausproz_10j	rel. Entnahmen der letzten 10 Jahre	0.13	1167	0	0.52	0.09	Entnahmen
flach40	flachgründiger Boden (0=nein; 1=ja)	0.07	1156	0	1	0.25	S:anor:/Boden
kalk30	kalkhaltiger Oberboden (0=nein; 1=ja)	0.11	1161	0	1	0.31	S:anor:/Boden
moass70	Stauässe (0=nein; 1=ja)	0.07	1161	0	1	0.25	S:anor:/Boden
sauer	starke Oberbodenversauerung (0=nein; 1=ja)	0.17	1161	0	1	0.38	S:anor:/Boden
fsto-pkt	Standortrisikopunkte (Stauässe*2 + flachgründig*2 + kalkhaltig + Versauerung)	0.82	1156	0	4	1.03	S:anor:/Boden
H:NN	Meereshöhe	567.16	1166	104.55	1201.70	210.78	Topographie:Lage
Topex	topographische Exponiertheit (TOPEX, Grenzdistanz 1000m, West-gewichtet)	21.32	1165	-26.00	205.00	29.97	Topographie:Lage
WR	Entfernung zum nächsten westlich vorgelagerten Waldrand (max. 340m)	304.52	1166	0	340	79.33	Topographie:Lage

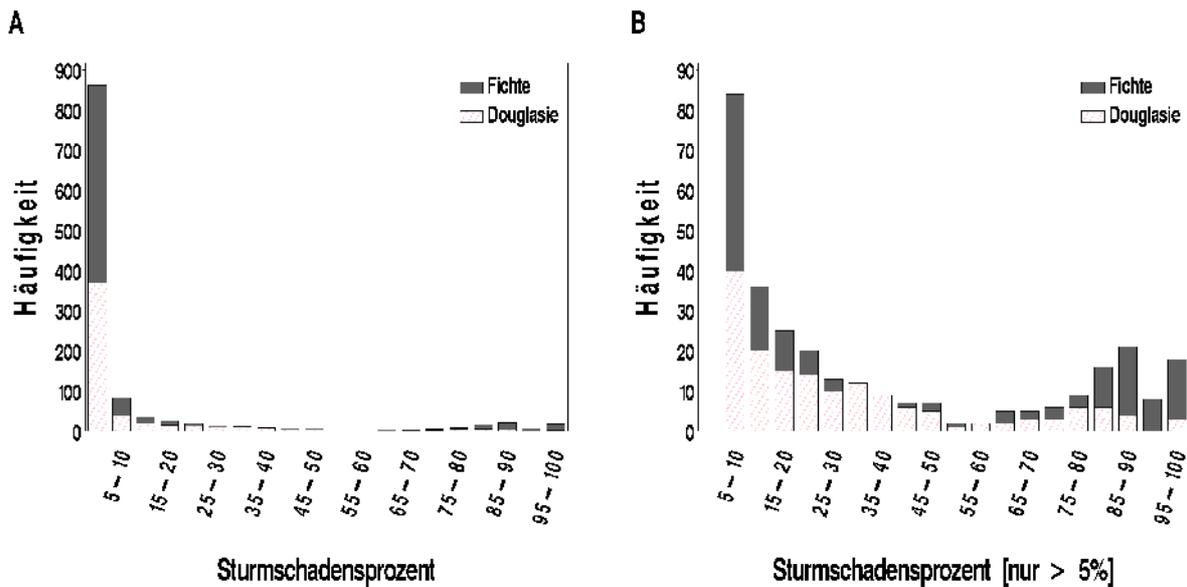


Abb. 1: Histogramm der Antwortvariablen Anteil sturmeschädigter Grundfläche (Sturmschadensprozent) für die beiden Stürme 1990 und 1999. A: für alle Versuchsflächen, B: nur für Versuchsflächen mit Schäden größer als 5%.

Methoden

Zur Auswertung wurden verallgemeinerte lineare gemischte Modelle (engl.: generalized linear mixed model, GLMM) und Boosted Regression Trees (BRT) verwendet. Diese Techniken sind besonders geeignet für die Analyse nicht-normalverteilter Antwortvariablen mit gemischten Skalierungen der Prädiktoren und von korrelierten Beobachtungen. Für beide Verfahren wird die Antwortvariable mit der logit-Link-Funktion transformiert (siehe [1], $\log[P/(1-P)]$).

GLMM

GLMME setzen sich aus zwei Komponenten zusammen. Die festen Effekte sind die erste Komponente, die aus den klassischen Prädiktoren multipler Regression und deren geschätzten Koeffizienten besteht (siehe [1], Xb). Für die Ergebnisinterpretation der festen Effekte stehen die Signifikanzwerte und die Koeffizienten zur Verfügung. Die zweite Komponente sind die zufälligen Effekte, die räumliche und zeitliche Korrelationen in den Daten quantifizieren. Nachteile gemischter Modelle wie GLMME sind jedoch, dass die Prädiktoren nicht multikollinear verknüpft sein dürfen und dass die Effekte linear sein müssen (LITTELL et al. 2006, THE SAS INSTITUTE INC. 2006). Nicht-lineare Effekte könnten in gemischten nicht-linearen Modellen abgebildet werden, jedoch ist die Variablenauswahl und Modellspezifizierung häufig kompliziert und numerisch unmöglich, wenn die Zahl der zu testenden Prädiktoren groß ist, wie im vorliegenden Fall.

$$\log\left[\frac{P}{1-P}\right] = Xb + Zu \quad [1]$$

Aufgrund der Verteilungseigenschaften der Antwortvariablen wurden drei schrittweise aufeinander aufbauende GLMME an die Sturmschadensdaten auf Bestandesebene angepasst. Das erste Modell ist ein Auftretensmodell als binäres logit-Modell (siehe [2], Kodierung von π : 0=kein Schaden, 1=Schaden). Die zufälligen Effekte quantifizieren in diesem Modell die räumliche Klumpung mehrerer direkt nebeneinander liegender Parzellen in einer Versuchsanlage.

$$\text{Logit}(\pi) = x' \beta + \gamma_t; \quad \gamma_t \sim N(0, \sigma^2_\gamma); \quad [2]$$

Im zweiten Schritt wird ebenso als binäres Logitmodell das Auftreten von Totalschäden beschrieben (siehe [3], Kodierung von π : 0: Schaden < 75 %, 1: Schaden \geq 75 %). Der verwendete Grenzwert für die binäre Kodierung von Totalschäden (75 %) wurde anhand der Häufigkeitsverteilung der Antwortvariablen (Abb. 1) und der Beobachtung vorgenommen, dass sogar bei augenscheinlichen Totalschäden in Beständen häufig einige kodominante und unterdrückte Kleinbäume verbleiben. Die zunächst getesteten zufälligen Effekte waren vermutlich aufgrund der geringen Anzahl von Parzellen mit Totalschäden nicht signifikant. Das angepasste Modell ist somit folglich ein einfaches verallgemeinertes lineares Modell ohne zufällige Effekte (GLM).

$$\text{Logit}(\pi) = x' \beta \quad [3]$$

Im dritten Schritt wird für diejenigen Parzellen, auf denen zwar Schaden (Schritt 1) aber kein Totschaden (Schritt 2) aufgetreten ist, ein logit-Modell mit binomialer Antwort angepasst, das die Menge der Teilschäden schätzt ($y \in \mathbf{R}$ [0 bis 0.75; Schadanteil]). Die zufälligen Effekte bei dieser Modellanpassung waren signifikant und beschreiben die räumliche Klumpung der Parzellen in Versuchsanlagen wie in Schritt 1. Die Gleichung ist deshalb gleich wie [2].

Die Prädiktoren wurden unter Verwendung von p-Werten und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha=0.05$ ausgewählt. Als Anpassungsstatistiken wurden in den GLMMen die -2 Residual Pseudo-Likelihood verwendet (Schritte 1 und 3). In Schritt 2 wurde die -2 Log-Likelihood verwendet.

Die Baumartenzugehörigkeit wurde als kategorielle Variable auf der Bestandesebene kodiert. Anstatt getrennte Modelle für jede Baumart anzupassen erleichtert dieser Ansatz die Überprüfung baumartenspezifischer Unterschiede. Während der Variablenselektion wurde Wert darauf gelegt, Baumart als Interaktionseffekt mit den anderen zur Auswahl stehenden Variablen zu testen, um baumartenspezifische Unbalanciertheit im Datenmaterial angemessen zu berücksichtigen.

BRTs

BRTs bestehen aus den zwei Komponenten Entscheidungsbäume und boosting Algorithmen. Die Entscheidungsbäume unterteilen den Prädiktorenraum anhand der Antwortvariablen in Untergruppen. Dabei werden für die Prädiktoren schrittweise Schwellenwerte errechnet, die die Daten in zwei je in sich möglichst homogene, untereinander aber möglichst verschiedene Untergruppen aufteilen. Mit Hilfe dieser schrittweisen Verzweigungen wird dann der Entscheidungsbaum erstellt. Im zweiten Teil, den boosting Algorithmen, werden viele solcher Entscheidungsbäume erstellt, indem jeweils die Genauigkeit optimiert wird. Dabei werden in den folgenden Entscheidungsbäumen die Residuen des ersten Baums als neue Antwortvariable verwendet. Weiterer Bestandteil der Optimierung ist, dass die besonders schlecht abgebildeten Datenbereiche mit großen Residuen im Zuge der folgenden Iteration ein höheres Gewicht erhalten. Als Maß für die Verbesserung in diesem schrittweisen Prozess wird die Devianz-basierte Loss-Funktion verwendet. Die Entscheidungsbäume mit der geringsten Devianz werden schließlich ausgewählt. In Anlehnung an ELITH et al. (2008) fußen BRTs auf der Idee, dass es leichter ist viele einfache und grobe Entscheidungsregeln zu finden und diese dann zu mitteln, als eine einzige, höchstpräzise Vorhersageregeln zu erstellen. Die Vorteile von BRTs zeigen sich insbesondere dann, wenn die Daten Korrelationen aufweisen, Prädiktorenwerte häufig fehlen, und wenn viele Prädiktoren zur Auswahl stehen. Außerdem sind BRTs wenig anfällig für Ausreißer und berücksichtigen Interaktionseffekte automatisch. Ein großer Nachteil ist jedoch, dass sie üblicherweise nicht so präzise sind wie GLMMe. Weiterführende Informationen zu Entscheidungsbäumen haben MAINDONALD und BRAUN (2007), THERNEAU und ATKINSON (2008) und VENABLES und RIPLEY (2002) zusammengestellt. Die Boosting Technik wird näher in HASTIE et al. (2009), RIDGEWAY (2006), FRIEDMAN (2001) und FRIEDMAN und MEULMAN (2003) beschrieben.

Die Antwortvariable Sturmschadensanteil wurde mit der Logit-Funktion transformiert um den Wertebereich der Vorhersage auf Werte zwischen 0 und 1 zu begrenzen. Die Beobachtungen mussten nicht in einzelne Schritte unterteilt werden wie bei den GLMMen, sondern wurden in einer Modellanpassung berücksichtigt, da BRTs im Gegensatz zu GLMMen keine Anforderungen an die Verteilung der Antwortvariablen stellen. Bei der Erstellung der BRTs wurden zwischen 1 und 20 Verzweigungen sowie Lernraten von 0.01, 0.05 und 0.1 getestet. Als ideale Parameterwerte stellten sich 10 Verzweigungen und eine Lernrate von 0.05 heraus, was anhand der geringsten kreuzvalidierten Devianz beurteilt wurde.

Relativer Einfluss der Prädiktorguppen

Um die Wirkungsweisen der zahlreichen einzelnen Prädiktorvariablen übersichtlich zusammenzufassen, wurde jedem einzelnen Prädiktor eine Kategorie zugewiesen. So wurden beispielsweise die Bestandeshöhe, das Alter und der Holzvorrat der Kategorie Dimension zugeordnet, die relative Entnahmemenge und der Durchforstungsquotient hingegen der Kategorie Entnahmen. Alle Prädiktoren und die jeweilige Zuordnung zu den Kategorien sind in Tab. 2 zusammengestellt.

Der relative Einfluss für die GLMMe wurde berechnet, indem für jeden Prädiktor ein Modell ohne den jeweiligen Prädiktor angepasst wurde. Die Verschlechterung der Anpassungsstatistik durch das Weglassen des jeweiligen Prädiktors wurde als Indikator für dessen Einfluss verwendet. Teilt man diesen Wert durch die Summe aller Verschlechterungen, erhält man den relativen Anteil.

Für die BRTs wird der relative Einfluss berechnet, indem die Häufigkeit des jeweiligen Prädiktors als Trennkriterium mit der durch dessen Verwendung erzielten Modellverbesserung gewichtet wird. Dieser Wert wird schließlich über alle Entscheidungsbäume gemittelt, auf 100% Gesamtsumme skaliert und quantifiziert den relativen Einfluss (FRIEDMAN und MEULMAN 2003).

Ergebnisse und Diskussion

Unterschiede zwischen Douglasien- und Fichtenversuchsflächen

Die Fichtenversuchsflächen sind im Durchschnitt etwas höher als die Douglasienflächen (Abb. 2A). Obwohl einige einzelnen Werte bei Douglasie über 50m liegen, beträgt der Mittelwert 24 m, wohingegen der Mittelwert der Fichten über 25 m liegt. Für den Durchforstungsquotient der planmäßigen Durchforstung sind nur geringe Unterschiede zwischen den Baumarten festzustellen, die allenfalls nahelegen, dass bei Fichte etwas stärker ins Herrschende eingegriffen wurde (Abb. 2B). Etwas ausgeprägter sind die Unterschiede für die relative Entnahmemenge der planmäßigen Eingriffe (Abb. 2C): Bei Douglasie wurden durchschnittlich 17 % des Holzvorrats entnommen, bei Fichte lediglich 12 %. Die Artenunterschiede für diese drei Prädiktoren sind signifikant (Wilcoxon-Rangsummentest, $\alpha=0,05$).

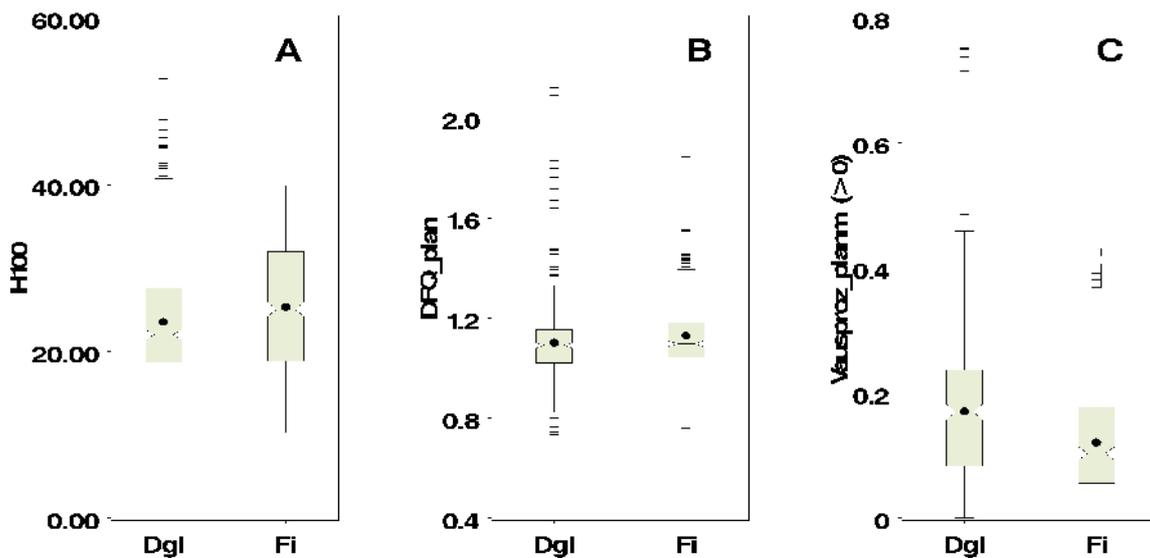


Abbildung 2: Boxplots von drei Variablen für die Baumarten Douglasie (Dgl) und Fichte (Fi). A: Bestandesspitzenhöhe (H100), B: Durchforstungsquotient der planmäßigen Durchforstung (DFQ_plan), C: relative Entnahmemenge der planmäßigen Eingriffe (Vausproz_plan).

Für einige sturmriskorelevanten Standortseigenschaften wurden die Flächenanteile für Douglasie und Fichte gegenübergestellt (Tab. 3). Während die Douglasie höhere Anteile auf tondominierten (6%) und flachgründigen (9%) Standorten aufweist, hat die Fichte größere Anteile auf Böden mit starker Oberbodenversauerung, Staunässe und tiefgründigen Lehm Böden. Auf Böden mit freiem Kalk sind beide Baumarten ähnlich häufig anzutreffen.

Tabelle 3: Standortseigenschaften der Versuchsflächen. Häufigkeit möglicher Risikofaktoren für Douglasie und Fichte.

Baumart	stark versauert	Stau- nässe	flach- gründig	freier Kalk	Ton- boden	Lehm- boden
Dgl	3%	1%	9%	10%	6%	33%
Fi	29%	12%	5%	11%	1%	53%

Da die betrachteten Risikoeigenschaften bei den beiden Baumarten wechselweise stärker und schwächer ausgeprägt sind, ist keine höhere a priori Disposition für eine der beiden Arten festzustellen.

GLMMe

Im Modellierungsschritt 1 wurden drei Variablen als Prädiktoren ausgewählt (Tab. 4). Der positive Koeffizient für die Bestandesspitzenhöhe zeigt an, dass die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Sturmschäden mit zunehmender Spitzenhöhe zunimmt. Der relative Einfluss dieses Prädiktors ist jedoch gering. Die anderen beiden Prädiktoren zeigen gegensätzliche Wirkweisen an: während der Koeffizient für die relative Entnahmemenge ein

positives Vorzeichen hat, ist der Koeffizient für die relative Entnahmemenge der planmäßigen Eingriffe negativ. Somit wirken planmäßige Eingriffe stabilisierend, die gesamten Eingriffe jedoch labilisierend.

Tabelle 4: Prädiktoren und ihre Koeffizienten für die GLMMe.

Teilmodell	Variable	Parameter	p	Variablen-kategorie	rel.Einfluss
1 (Schaden ja/nein)	H100	0.063	0.00	Dimension	1%
	Vaus_proz	11.361	0.00	Entnahmen	50%
	Vausproz_plan	-9.845	0.00	Entnahmen	49%
2 (Totalschaden ja/nein)	B0	6.642	0.00	Dichte	9%
	DFQ_plan	2.084	0.00	Entnahmen	9%
	H100	0.126	0.00	Dimension	6%
	H100*Baumart(Dgl)	-0.028	0.00	Art-Interaktion	4%
	HD100relnorm_5rel	8.295	0.00	Dichte	5%
	Topex	-0.026	0.01	Topographie/Lage	3%
	Vaus_plan	-0.138	0.00	Entnahmen	43%
	Vausproz_10j.	20.008	0.00	Entnahmen	12%
3 (Mengenmodell der teilgeschädigten Flächen)	Wind90	0.266	0.00	MeteoWind	9%
	H100	0.058	0.00	Dimension	47%
	HNN	-0.002	0.00	Topographie/Lage	53%

Im Modellierungsschritt 2 wurden neun Variablen als Prädiktoren für das Auftreten von Totalschäden ausgewählt. Mit gleicher Wirkungsrichtung wie in Schritt 1 wurde die Spitzhöhe ausgewählt, die hier jedoch einen etwas höheren relativen Einfluss hat. Der zweite Prädiktor ist ein Interaktionseffekt aus Spitzhöhe und Baumart und zeigt an, dass die Wahrscheinlichkeit für Totalschäden bei Douglasie mit zunehmender Spitzhöhe weniger schnell ansteigt als bei Fichte. Niedrigere relative h/d-Werte sind mit geringerem Risiko verbunden, was durch das positive Vorzeichen zum Ausdruck kommt. Der gleiche antagonistische Effekt wie in Schritt 1 ist auch in Schritt 2 anzutreffen: planmäßige Eingriffe reduzieren das Risiko von Totalschäden, wohingegen die relative Eingriffsstärke aller Eingriffe während der letzten 10 Jahre mit einer Erhöhung des Risikos von Totalschäden verknüpft ist. Den höchsten Anteil an relativem Einfluss in diesem Modellierungsschritt haben die planmäßigen Eingriffe. Der auffallend geringe Wert des Koeffizienten lässt sich aus der absoluten Kodierung dieser Variablen erklären. Als sechster Prädiktor wurde der Bestockungsgrad ausgewählt, dessen Koeffizient anzeigt, dass es in geschlosseneren Beständen mit höherer Wahrscheinlichkeit zu Totalschäden kommt. Ein weiteres Indiz für die labilisierende Wirkung von Durchforstungen liefert der Durchforstungsquotient der planmäßigen Durchforstung. Der positive Koeffizient zeigt an, dass die Labilisierung umso größer ist, je stärker vorherrschende Bäume durchforstet werden. Mit niedrigem relativem Einfluss schlägt der Topex zu Buche und zeigt an, dass exponierte Bestände etwas mehr von Totalschäden bedroht sind als windgeschützte. Ein positiver Koeffizient wurde für die Böengeschwindigkeit des 1990er Sturms errechnet, so dass die Wahrscheinlichkeit für Totalschäden mit höherer Windgeschwindigkeit zunimmt.

Für die Schätzung der Schadensmenge im Modellierungsschritt 3 wurden nur zwei Prädiktoren ausgewählt. Mit zunehmender Meereshöhe nahm die Menge an Schäden ab, und zunehmende Bestandesspitzhöhe ist mit größerer Schadensmenge assoziiert. Der relative Einfluss beider Erklärenden ist annähernd gleich.

BRTs

Die ausgewählten Verzweigungskriterien für die boosted regression trees werden von der Meereshöhe dominiert (Tab. 5). Knapp 41 % des gesamten Einflusses wird durch die Variable erklärt, und alle anderen Variablen haben jeweils Anteile kleiner als 6 %. Das Bestandesalter stellt die zweitwichtigste Variable dar (5,8 %), gefolgt von der modellierten Böengeschwindigkeit zum Zeitpunkt Lothar. An vierter Stelle folgen die absoluten planmäßigen Entnahmen, und der Abstand zum westlich vorgelagerten Waldrand ist die fünftwichtigste Variable, die Effekte von Verwirbelungen an abrupten Änderungen der Landoberfläche repräsentiert. Weitere wichtige Variablen sind die topographische Exponiertheit, die modellierte Böengeschwindigkeit bei Sturm Wiebke, und die absoluten Eingriffsmengen der gesamten Entnahmen. Der Einfluss der Baumart ist sehr gering (0,06 %).

Tabelle 5: Verzweigungsvariablen der BRTs sortiert nach relativem Einfluss (nur Variablen mit relativem Einfluss > 1 %).

Variable	relativer Einfluss [%]
HNN	40.6
Alter	5.8
Wind99	4.9
Vaus plan	4.7
WR	4.5
Topex	3.8
Wind90	3.5
Vaus	3.0
Vorschäden	2.7
letz1gr_Jahrseit	2.0
Wind50	2.0
Vausproz_plan	1.8
B0	1.6
sumabprozwlv	1.5
V	1.3
Vausproz_10j	1.3
DFQ_plan	1.3
HD100_5rel	1.3
DFQz	1.2
letz1gr_Vausproz	1.2
Vausproz	1.0

Zusätzlich zur Reihenfolge der Verzweigungsvariablen geben die Abhängigkeitsgrafiken Aufschluss über die Wirkzusammenhänge unter ceteris paribus Bedingungen. Dabei wird auf der x-Achse der Wertebereich einer Variablen und auf der y-Achse der Wert der angepassten Antwortvariablen, hier des logit-transformierten Anteils sturmgeschädigter Grundfläche, abgebildet. Eine Auswahl dieser Grafiken ist in Abb. 3 zu sehen.

Die absolute Entnahmemenge waldbaulicher Eingriffe erhöht demnach bis zu Werten von ca. 120 Efm/ha das Sturmschadensrisiko kontinuierlich (Abb. 3A). Oberhalb dieses Wertes bleibt das Risiko konstant. Die Wirkung nur der planmäßigen Entnahmen (Abb. 3B) ist dem jedoch genau entgegengesetzt, wobei der Sättigungswert hier bei ca. 150 Efm liegt. Die Zunahme von Sturmschäden mit steigendem Holzvorrat ist sehr deutlich ausgeprägt (Abb. 3C) und der Kurvenverlauf besonders steil zwischen 700 und 900 Vfm/ha. Der Durchforstungsquotient ist bis zum Wert von 1,2 ebenso positiv mit Sturmschäden korreliert (Abb. 3D). Bei höheren Werten nimmt das Sturmschadensrisiko leicht ab, verbleibt jedoch insgesamt auf einem hohen Niveau. Die für die letzten 10 Jahre gemittelte relative Entnahmemenge zeigt ebenso eine Labilisierung mit zunehmenden Werten an (Abb. 3E) und erreicht einen Sättigungspunkt bei 35%. Vorschädigungen durch Sturm wirken risikoerhöhend, und in der Abhängigkeitsgrafik wird die für binär kodierte Variablen typische Treppenform beim Wert 0,5 ersichtlich (Abb. 3F).

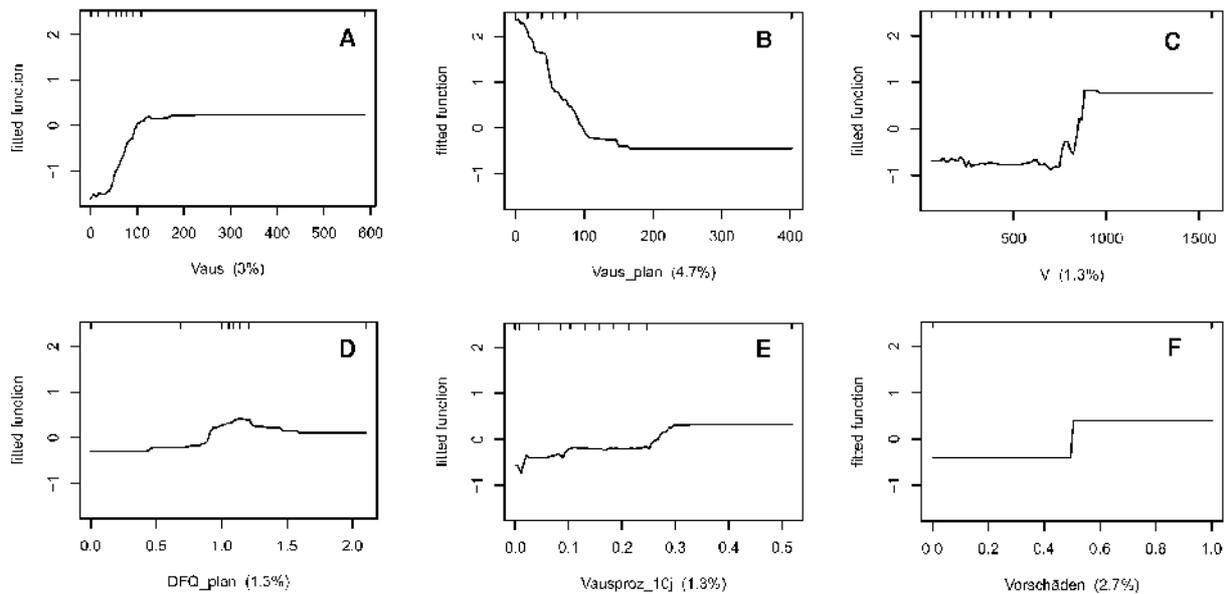


Abbildung 3: Abhängigkeitsgrafiken für sechs ausgewählte Verzweigungskriterien der BRTs. Jede Teilgrafik zeigt auf der y-Achse die angepasste Funktion (fitted function=logit(P)) in Abhängigkeit der Werte der jeweiligen Variablen (x-Achse). Die kurzen Linien am oberen Rand der Grafik beschreiben die Verteilung (Dezile) der Beobachtungen auf diese Variablen als Teppichplot. Die Werte in Klammern der x-Beschriftung quantifizieren den relativen Einfluss der jeweiligen Variablen.

Beide Auswertungsmethoden weisen waldbaulichen Eingriffen sowohl stabilisierenden als auch labilisierenden Einfluss zu. Besonders durch die Entnahme mitherrschender oder beschädigter Stämme und durch die Förderung vorherrschender, stabiler Bäume können planmäßige Durchforstungen (Abb. 4B) auch kurzfristig stabilitätsfördernd wirken. Bisher wurde die stabilitätsfördernde Wirkung von Durchforstungen vorwiegend für die mittel- bis langfristige Betrachtung berichtet, die besonders durch dichterreduzierende Eingriffe in jungen Beständen erzielt wird (CREMER et al. 1982, MACCURREACH 1991, SLODICÁK 1995). Die hier geschilderten Ergebnisse der auch kurzfristigen Stabilisierungswirkung von Durchforstungen werden deshalb als neue Erkenntnis eingestuft. Durch hohe Entnahmemengen oder durch Eingriffe ins Herrschende kehren sich diese Effekte jedoch ins Gegenteil um und führen zu erheblicher Labilisierung der Bestände (Abb. 4D, 4E). Dieser Labilisierungseffekt steht im Einklang mit Ergebnissen anderer Untersuchungen und ist im Wesentlichen durch das Unterbrechen des Kronendaches und der damit verbundenen vorübergehenden Verminderung der Kollektivstabilität verbunden (ACHIM et al. 2005, DOBBERTIN 2002, JALKANEN und MATTILA 2000, MASON 2002, PERRY 2006). Die verbleibenden Einzelbäume sind durch die Durchforstung stärker exponiert, und die aufgeraute Kronenoberfläche kann zu einer Erhöhung von Turbulenzen führen. In den auf den Eingriff folgenden Jahren dehnen sich die Kronen aus und stabilisieren den Bestand sukzessive durch Wiederezusammenwachsen der benachbarten Kronen, so dass die Labilisierung nur temporär ist. Der Zeitraum bis zur Wiederherstellung des Kronenschlusses wurde in anderen Arbeiten auf zwischen drei und acht Jahren ermittelt (CREMER et al. 1982, LOHMANDER und HELLES 1987, SCHMID-HAAS und BACHOFEN 1991), während aufgrund der Datenlage in der vorliegenden Arbeit zu diesem Aspekt keine Aussagen möglich sind.

Der risikoerhöhende Effekt allgemeiner Entnahmen inklusive zufälliger Nutzungen gegenüber dem risikomindernden Effekt der nur planmäßigen Entnahmen wurde mit Hilfe beider Untersuchungsmethoden festgestellt. Die Differenzierung zwischen planmäßigen und allgemeinen Entnahmen erscheint deshalb für die Charakterisierung von Sturmrisiko wichtig.

Vergleich der Prädiktorenkategorien

Bei den BRTs werden topographische und Standortseigenschaften als wichtigste Prädiktorenkategorie eingestuft, die knapp 50 % des relativen Einflusses ausmacht (Tab. 6). Entnahmen folgen an zweiter Stelle, und meteorologische Informationen und Bestandescharakteristika erklären jeweils 11 % des Einflusses. Die anderen Kategorien erklären jeweils maximal 5 %. Bei den GLMMen stellen Entnahmen mit über 50 % Einfluss die wichtigste Kategorie dar, wohingegen topographische und Standortseigenschaften hier an zweiter Stelle folgen. An dritter Stelle steht hier die Bestandesdimension. Alle anderen Kategorien haben geringen Einfluss. Bei beiden Methoden hat die Baumart kaum Einfluss auf Sturmschäden.

Tabelle 6: relativer Einfluss der Prädiktorenkategorien für die beiden Untersuchungsmethoden BRT und GLMM.

Prädiktoren- kategorie	rel.Einfluss	
	BRT	GLMM
Topographie/Lage	49%	19%
Entnahmen	21%	54%
MeteoWind	11%	3%
Dimension	11%	18%
Dichte	5%	5%
Vorschäden	3%	0%
Standort/Boden	0.4%	0%
Art	0.06%	1.4%

Die Entnahmen weisen bei beiden Methoden bemerkenswert hohen Einfluss auf. Dass Durchforstungen generell labilisierenden Einfluss haben und wichtige Einflussfaktoren auf das Sturmrisiko darstellen, ist bekannt (DHÔTE 2005). Da ihr Einfluss den der Bestandesdimension aber sogar übersteigt, ist als neue Erkenntnis zu bewerten. Dieses Ergebnis ist dahingehend zu relativieren, dass in der untersuchten Datengrundlage kaum Parzellen enthalten sind, in die nicht eingegriffen wurde.

Der Einfluss der modellierten Böengeschwindigkeiten von 1990 und 1999 auf die tatsächlichen Sturmschäden war gering. Dieser Befund ist jedoch nicht verwunderlich, da die beiden Stürme in einem gemeinsamen Modellierungsansatz zusammengefasst wurden. Folglich ist die Sensitivität der Böengeschwindigkeiten der Einzelereignisse nicht mehr gegeben. Alternativ stand auch die langfristige durchschnittliche Böengeschwindigkeit mit jährlicher Überschreitungswahrscheinlichkeit von 2 % als Prädiktor zur Verfügung. In dieser Variablen hätte dann die allgemeine Korrelation von Böengeschwindigkeiten mit Sturmschäden mehrerer Ereignisse Ausdruck gefunden. Sie wurde allerdings in den GLMMen nicht und in den BRTs als Prädiktor mit nur geringem relativem Einfluss ausgewählt. Dieser Befund verdeutlicht die Schwierigkeiten, die mit der Modellierung von Böenwindgeschwindigkeiten bei seltenen Ereignissen und der chaotischen Strukturen von Sturmschäden verbunden sind. Die in der vorliegenden Arbeit verfolgte gemeinsame Modellierung von Schäden zweier Sturmereignisse hatte bewusst hohe Priorität, um die allgemeinen Risikofaktoren zu extrahieren, die dem einzelnen Ereignis überlagert sind und verallgemeinerte Gültigkeit besitzen.

Der relative Einfluss des Prädiktors Baumart ist für beide Untersuchungsmethoden sehr gering. In starkem Gegensatz zu diesem Befund herrscht in der Forstpraxis derzeit die Einschätzung vor, dass Douglasie im Vergleich mit Fichte deutlich sturmfester sei. Diese Einschätzungen stützen sich weitestgehend auf die höhere Stammstabilität, flexiblere und plastischere Kronen sowie tiefere Durchwurzelung von Douglasien (GROTH 1927, HERMANN 2005, MCMINN 1963, NICOLL et al. 2006, PETERSON 2000, STUDHOLME 1995). In Ergänzung zu den wenigen Untersuchungen, die Aussagen zur empirischen Sturmgefährdung von Douglasie in Mitteleuropa zulassen (LOHMANDER und HELLES 1987, RIOU-NIVERT 2003, SCHÜTZ et al. 2006), müssen wir unsere Ergebnisse allerdings dahingehend werten, dass Douglasie im Vergleich zu Fichte nicht sturmfester ist.

Schlussfolgerungen

Nach der Berücksichtigung von Bestandesdimension, Standortseigenschaften und waldbaulichen Eingriffen zeigt sich, dass das Sturmrisiko von Douglasie auf den untersuchten langfristigen waldwachstumskundlichen Versuchsflächen ähnlich hoch einzustufen ist wie das der Fichte.

Waldbauliche Systeme für Douglasie in Mitteleuropa sollten vor dem Hintergrund eines allgemein hohen Sturmrisikopotentials revidiert werden. Lange Umtriebszeiten und hohe Zieldurchmesser müssen insbesondere vor dem Hintergrund des enormen Höhenwachstums der Douglasie als große Risikofaktoren angesehen werden. Neben diesen bekannten Risikofaktoren wurden waldbauliche Eingriffe als weitere wichtige Erklärende für Sturmschäden gefunden.

Aus der Sicht der Sturmschadensbegrenzung in Wirtschaftswäldern erscheint es notwendig, dichte Naturverjüngungen frühzeitig auszudünnen oder die künstliche Bestandesbegründung mit niedriger Pflanzenzahl vorzunehmen. Diese Maßnahmen fördern sowohl das Durchmesser- als auch das Wurzelwachstum und minimieren die Notwendigkeit hochrisikanter Durchforstungseingriffe zum späten Zeitpunkt in der Bestandesentwicklung, wenn aufgrund großer Bestandeshöhen das Risikoniveau hoch ist.

Literatur

- ACHIM A, RUEL J-C, GARDINER BA, LAFLAMME G und MEUNIER S (2005) Modelling the vulnerability of balsam fir forests to wind damage. *Forest Ecology and Management* 204:35-50
- ALBRECHT A (2009) Sturmschadensanalysen langfristiger waldwachstumskundlicher Versuchsflächendaten in Baden-Württemberg. Dissertation, Universität Freiburg
- BENGTSSON L, HODGES KI, ROECKNER E und BROKOPF R (2006) On the natural variability of the pre-industrial European climate. *Climate Dynamics* 27:743-760
- BMVEL (2006) Ergebnisse der 2. Bundeswaldinventur von 2001/2, Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft, <http://www.bundeswaldinventur.de/enid/0bdf8c191b727d322030f33996ba0f12,0/66.html>. letzter Zugriff: 10. August 2011
- BOUCHON J (1987) État de la recherche relative aux dégâts forestiers dus aux tempêtes. *Revue Forestière Française* 39:301-312
- BRANDL H (1988) Entwicklungen der Ertragslage der vier Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche im Staatsforstbetrieb von Baden-Württemberg und ihr Einfluß auf die waldbauliche Planung. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 159:164-170
- CREMER KW, BOROUGH CJ, MCKINNEL FH und CARTER PR (1982) Effects of stocking and thinning on wind damage in plantations. *New Zealand Journal of Forestry Science* 12:244-268
- DHÔTE J-F (2005) Implication of Forest Diversity in Resistance to Strong Winds. In: Scherer-Lorenzen M et al. (eds.) *Forest diversity and function*. Springer, Berlin-Heidelberg, S. 291-307, DOI: 210.1007/1003-1540-26599-26596_26514
- DÍAZ-URIARTE R und DE ANDRÉS SA (2006) Gene selection and classification of microarray data using random forest. *BMC Bioinformatics* 7:
- DOBBERTIN M (2002) Influence of stand structure and site factors on wind damage comparing the storms Vivian and Lothar. *Forest Snow and Landscape Research* 77:187-205
- ELITH J und GRAHAM CG (2009) Do they? How do they? WHY do they differ? On finding reasons for differing performance of species distributions models. *Ecography* 66-77
- ELITH J, LEATHWICK JR und HASTIE T (2008) A working guide to boosted regression trees. *Journal of Animal Ecology* 77:802-813
- FRIEDMAN JH (2001) Greedy Function Approximation: A Gradient Boosting Machine. *Annals of Statistics* 29:1189-1232
- FRIEDMAN JH und MEULMAN JJ (2003) Multiple additive regression trees with application in epidemiology. *Statistics in Medicine* 22:1365-1381
- GROTH O (1927) Die Wurzelbildung der Douglasie und ihr Einfluß auf die Sturm- und Schneefestigkeit dieser Holzart. Universität Freiburg, Sonderdruck der AFJZ 1927 (Jahrgang 103), Heft Mai bis Juni
- HANEWINKEL M, BREIDENBACH J, NEEF T und KUBLIN E (2008) 77 years of natural disturbances in a mountain forest area - the influence of storm, snow and insect damage analysed with a long-term time-series. *Canadian Journal of Forest Research* 38:2249-2261
- HASTIE T, TIBSHIRANI R und FRIEDMAN J (2009) *The Elements of Statistical Learning*. Springer, New York
- HEIDINGSFELDER A und KNOKE T (2004) Douglasie versus Fichte. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M.
- HENEKA P, HOFHERR T, RUCK B und KOTTMEIER C (2006) Winter storm risk of residential structures - model development and application to the German state of Baden-Württemberg. *Natural Hazards and Earth System Sciences* 6:721-733
- HERMANN RK (2005) Wurzelstudien an Douglasie - ein Literaturüberblick. In: Dong P H (eds.) *Zum Anbau und Wachstum der Douglasie*. Mitteilungen aus der Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft Rheinland-Pfalz Nr. 55/05, Trippstadt, S. 135-164
- HURRELL JW, KUSHNIR Y und VISBECK M (2001) The North Atlantic Oscillation. *Science* 291:603-605
- JALKANEN A und MATTILA U (2000) Logistic regression models for wind and snow damage in northern Finland based on the National Forest Inventory data. *Forest Ecology and Management* 135:315-330
- KAMPICHLER C, WIELAND R, CALMÉ S, WEISSENBERGER H und ARRIAGA-WEISS S (2010) Classification in conservation biology: A comparison of five machine-learning methods. *Ecological Informatics* 5:441-450
- LECKEBUSCH G, KOFFI B, ULBRICH U, PINTO JG, SPANGHEHL T und ZACHARIAS S (2006) Analysis of frequency and intensity of European winter storm events from a multi-model perspective, at synoptic and regional scales. *Climate Research* 31:59-74
- LITTELL RC, MILLIKEN GA, STROUP WW, WOLFINGER RD und SCHABENBERGER O (2006) *SAS for Mixed Models*. SAS Institute Inc., Cary, NC
- LOHMANDER P und HELLES F (1987) Windthrow Probability as a Function of Stand Characteristics and Shelter. *Scandinavian Journal for Forest Research* 2:227-238
- MACCURRENCH RS (1991) Spacing: an option for reducing storm damage. *Scottish Forestry* 45:285-297

- MAINDONALD J und BRAUN J (2007) Data Analysis and Graphics Using R - An Example-Based Approach. Cambridge University Press, Cambridge
- MASON WL (2002) Are irregular stands more windfirm? *Forestry* 75:347-355
- MCMINN RG (1963) Characteristics of Douglas-Fir Root Systems. *Canadian Journal of Botany* 41:105-122
- NICOLL BC, GARDINER BA, RAYNER B und PEACE AJ (2006) Anchorage of coniferous trees in relation to species, soil type, and rooting depth. *Canadian Journal of Forest Research* 36:1871-1883
- PERRY T (2006) Wind damage in Maine Forests: Trends and vulnerability assessment. Master Thesis, The University of Maine
- PETERSON CJ (2000) Catastrophic wind damage to North American forests and the potential impact of climate change. *The Science of the Total Environment* 262:287-311
- RIDGEWAY G (2006) Generalized boosted regression models. Documentation on the R package "gbm", version 1.5-7. <http://www.i-pensieri.com/gregr/gbm.shtml>. Accessed
- RIOU-NIVERT P (2003) Tempêtes et dégâts aux forêts : évolution sur le XXe siècle. Programme International Géosphère Biosphère - Programme Mondial de recherches sur le climat (PIGB-PMRC) n°15:46-49
- SCHMID-HAAS P und BACHOFEN H (1991) Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. *Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen* 142:477-504
- SCHÜTZ J-P, GÖTZ M, SCHMID W und MANDALLAZ D (2006) Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. *European Journal of Forest Research* 125:291-302
- SLODICÁK M (1995) Thinning regime in stands of norway spruce subjected to snow and wind damage. In: Coutts M P und Grace J (eds.) *Wind and Trees*. Cambridge University Press, Cambridge, S. 436-447
- STUDHOLME WP (1995) The experience of and management strategy adopted by the Selwyn Plantation Board, New Zealand. In: Coutts M P und Grace J (eds.) *Wind and Trees*. Cambridge University Press, Cambridge, S. 468-476
- THERNEAU, T. M. und ATKINSON, B., 2008, R port by Brian Ripley, rpart: Recursive Partitioning , R package version 3.1-41, 3.1-35, <http://mayoresearch.mayo.edu/mayo/research/biostat/splufunctions.cfm>
- THE SAS INSTITUTE INC. (2006) The GLIMMIX Procedure - June 2006. <http://support.sas.com/rnd/app/papers/glimmix.pdf>. Accessed 8.12.2008
- V. TEUFFEL K, HEINRICH B und BAUMGARTEN M (2004) Present distribution of secondary Norway spruce in Europe. In: H. Spiecker J H, E. Klimo, J.P. Skovsgaard, H. Sterba, K.v. Teuffel (eds.) *Norway spruce conversion - options and consequences*. Brill, Leiden - Boston, S. 63-96
- VENABLES WN und RIPLEY BD (2002) *Modern applied statistics with S*. Springer, New York

Growth of Scots pine stands in nutrient-poor sandy sites in connection with thinning

Jiří Novák, Marian Slodičák, David Dušek

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

Introduction

In the frame of the commercial tree species in the Czech Republic, Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) is practically only one, which is usable for forestry management in nutrient-poor sandy sites in lowlands. Production of these stands is limited by climatic factors (low sum of precipitation) and nutrient content in soils. Scots pine stands are usually managed by clear-cutting system with relatively intensive soil preparation before planting (logging slash is removed completely and clear-cut area is ploughed after each rotation).

Since the Scots pine stands occupy about 17% of the forest area of the Czech Republic, it is necessary to clarify their growth response to climatic stresses especially with respect of the length of rotation (which was generally determined to 100 years) and thinning regime. The pine demands a different thinning approach in accordance with its biology and growth behaviour. The response to thinning is slower and not so strong compared to spruce.

Pine stands are usually thinned using from-below and moderate-intensity treatment. There is a lack of experimental investigation of thinning-from-above impact on the stand development at middle age.

To find out the effect of thinning-from-above on pine stands, we evaluated three thinning experiments established in 1962 in Southern Moravia (Czech Republic). Presented paper is focused on growth and development of differently thinned (positive selection from above or unthinned) Scots pine stands during the 46-year period of observation (1962-2008).

Material and methods

We compared results from three long-term experiments which were established in 1962 under supervision of Forestry and Game Management Research Institute (FGMRI) in the Czech Republic. The methods for founding and evaluation of long-term thinning experiments is based on the standardized techniques and methods, which were established by the FGMRI in 1956 – 1957 (PAŘEZ 1958). The thinning experiments were projected in order to compare thinned and unthinned plots. The basic area of partial comparative plot is 0.25 ha, preferably square with sides of 50 m. The experimental series are surveyed as a rule in five-year periods off-vegetation-season and all trees are measured by calipers in mm over bark (diameter at breast height) and group of sample trees (according to current diameter distribution) are measured by altimeter Blume-Leiss (total height). For the presented paper we used two variants: control unthinned plots as “Control” and plots with positive selection from above as “Thinning”.

Thinning with positive selection from above was conducted in accordance with the principles of Schädelin. In young stands before the first experimental thinning, 500 – 1500 future crop trees, i.e. the centers of stand “cells,” were selected and released by removing one or two of the most vigorous competitors. Every future crop tree with the best stem and crown form was surrounded by several alternates. The crop tree (as a rule from higher tree classes) and alternates comprise a so-called stand cell. Thinning focused on releasing growing space for future crop trees’ crowns and creating suitable growing conditions so that high quality increment was created on superior individuals. Dead, ill or damaged trees were removed except where they supported the selected future crop trees. After the culmination of height growth, approximately 500 of the best crop trees (per hectare) were selected and their crowns kept free by removing adjacent individuals.

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

Thinning experiments Straznice I, II and III were established in 1962 in Southern Moravia in the originally 33-, 25- and 38-year-old stands, respectively. These stands are located on sandy site *Pineto-Quercetum oligotrophicum - arenosum* (WIEWEGH et al. 2003) at an elevation 190 – 207 m. Mean annual precipitation is approximately 500 mm, mean annual temperature oscillates from 8.6 to 9.0 °C.

Presented results consisted in evaluation of number of trees (N), stand basal area (G) and volume (V) on hectare basis, and mean diameter and quotient of slenderness (h/d ratio) of dominant trees (200 thickest trees per hectare). Height curves (using Näslund equation, NÄSLUND 1937) were calculated for all variants of each series and periods of investigation. Volume was calculated for each stem by diameter at breast height (d) and total height (h) using equation from volume tables (KONSUŇ 1962).

In order to find out significant differences between variants, analyse of variances (ANOVA) was used. If results of ANOVA were significant, then Tukey’s test was used for multiple comparison tests for all pairwise differences between the means. Diameter distribution of experimental stands was analyzed by the Kolmogorov-Smirnov two sample test. All tests were performed at the level $\alpha = 0.05$ using UNISTAT 6.5 software system.

Results

Number of trees and basal area

Active thinning was done mainly in the first ten years after establishing of experiments. There were first, second and third thinning in 1962, 1967 and 1972 (Tab. 1, Fig. 1 and 2). From 10 to 12% of trees were removed by first thinning in all experiments. This amount represented 9, 14 and 10% of basal area in experiments Straznice I, II and III, respectively. Second thinning in 1967 was influenced by snow damage primarily on experiments Straznice I and III. In thinned plots, salvage cut (mainly thin trees with high h/d ratio) was removed firstly and common positive selection from above followed. Totally from 13 to 24% of trees, i.e. from 10 to 15% of basal area, were removed. Third thinning in 1972 was the highest. Due to new snow damage, this thinning again consists of salvage cut and positive selection from above in thinned plots. About one half of tree number was removed (39-51%). This amount represented 28-35% of stand basal area. From 1976 onwards, only salvage cutting was done in all plots of observed experiments.

Tab. 1: Number of trees (N) and basal area (G) before and after thinning in 1962, 1967 and 1972 in partial plots with thinning from above on experiments Straznice I, II and III.

		Experiment								
		Strážnice I			Strážnice II			Strážnice III		
Year		1962	1967	1972	1962	1967	1972	1962	1967	1972
Age (years)		33	38	43	25	30	35	38	43	48
N (trees.ha ⁻¹)	Before thinning	3 528	3 192	2 568	3 840	3 428	2 988	2 696	2 384	1 816
	After thinning	3 192	2 568	1 292	3 428	2 988	1 808	2 384	1 816	884
	(%)	10	20	50	11	13	39	12	24	51
G (m ² .ha ⁻¹)	Before thinning	38.3	40.9	40.5	28.4	31.6	33.8	39.9	41.7	40.2
	After thinning	34.9	35.2	27.0	24.5	28.6	24.2	35.9	35.4	26.4
	(%)	9	14	33	14	10	28	10	15	35

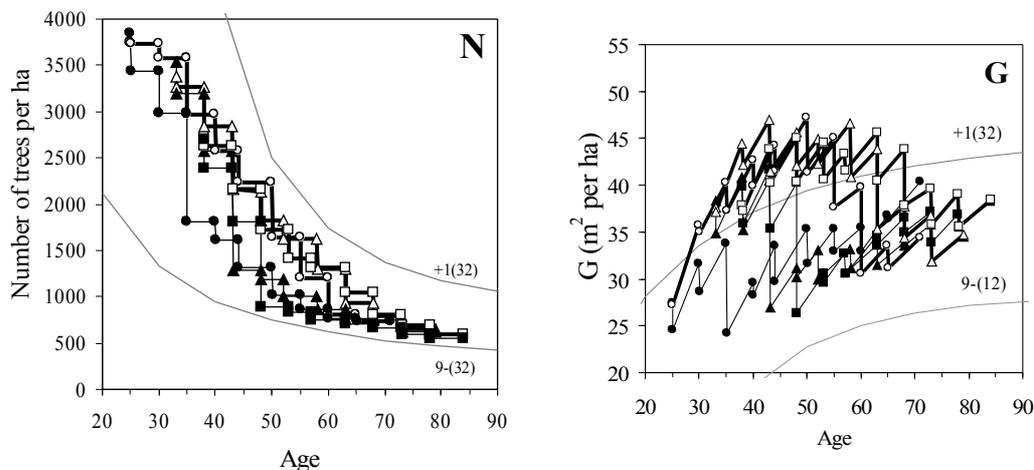


Fig. 1: Development of density (N) and basal area (G) on partial plots (control – thick line, thinned – thin line) of experiments Straznice I (triangles), Straznice II (circles) and Straznice III (squares) in the period of observation 1962-2008 compared with growth tables (Černý et al. 1996) for site indexes +1 (32) and 9-(12).

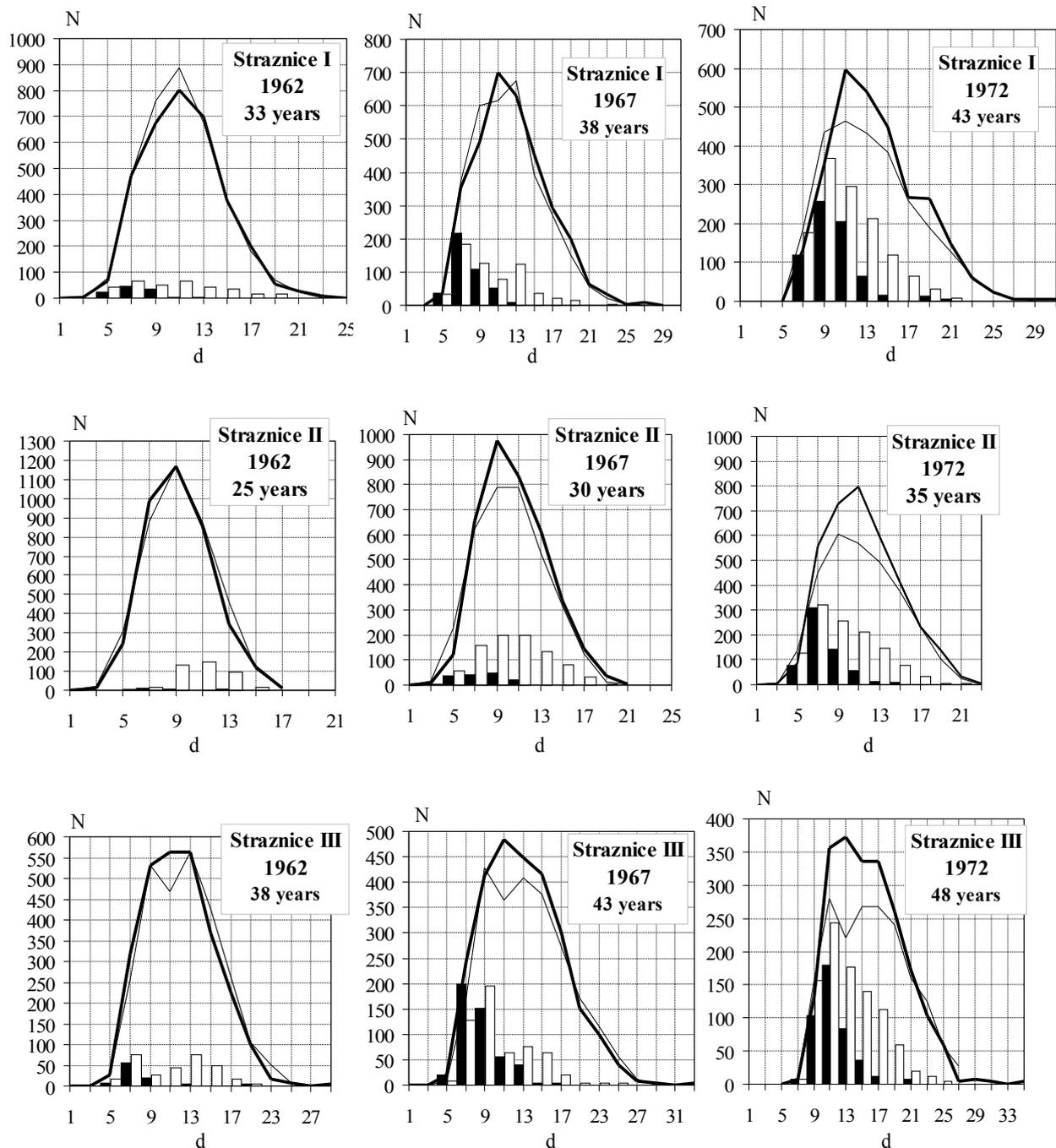


Fig. 2: Diameter distribution on partial plots (control – thick line, thinned – thin line) of experiments Straznice I (above), Straznice II (in the middle) and Straznice III (below) by the first, second and third revisions in 1962, 1967 and 1972, respectively (N – number of trees per hectare, d – diameter in cm). Columns mean cutting by diameter structure: black – salvage cut in control plots, white - thinning from above plus salvage cut in thinned plots.

Diameter distribution

Before the first experimental thinning at the age of 33, 25 and 38 years in experiments Straznice I, II and III, the differences between variants within individual experiments were insignificant (p-value by the Kolmogorov-Smirnov two sample test was from 0.993 to 1.000, Fig. 2). Diameter of the trees in experimental stands varied from 3 cm (Straznice I and II) and 6 cm (Straznice III) to 23, 17 and 28 cm (Straznice I, II and III, respectively).

Diameter distributions were changed mainly after the third thinning in 1972. However, after a further 46 years of observation significant differences between variants were not found (p-value was from 0.938 to 1.000, Fig. 3). At the end of observation (2008, last revision), the diameter of the trees in experimental stands varied from 12 cm (Straznice I) and 16 cm (Straznice II and III) to 40 cm (Straznice II) and 44 cm (Straznice I and III).

The lowest diameter classes with the higher and the most unfavourable h/d ratio were the most abundant on control unthinned plots in all three experiments (Fig. 3). Amount of thin trees (diameter up to 20 cm) was higher about 28% (Straznice I), 38% (Straznice II) and 80% (Straznice III) in control plots compared to plots thinned by positive selection from above.

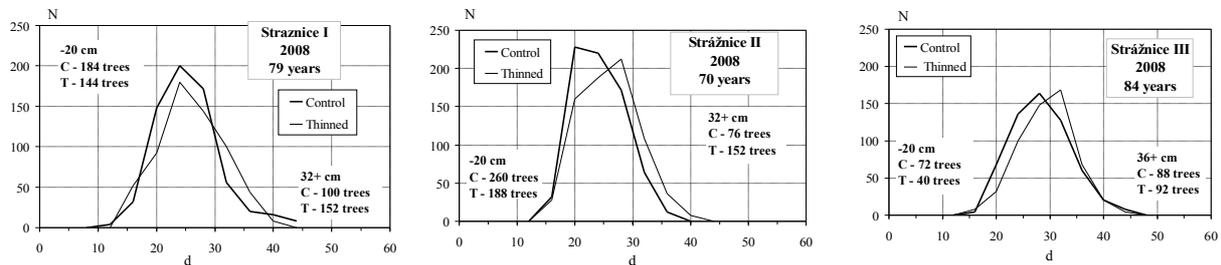


Fig. 3: Final diameter distribution of experiments Straznice I (above), Straznice II (in the middle) and Straznice III (below) by the last revisions in 2008 (N – number of trees per hectare, d – diameter in cm). Comparisons of number of thin (with diameter 20 cm or less) and thick (with diameter 32 (36) cm or more) trees are also showed.

On the other hand, abundance of trees with diameter 32 (36) cm and more with favourable h/d ratio was higher in thinned plots compared to controls (about 52, 100 and 5% on experiments Straznice I, II and III, respectively).

Volume

Development of stand volume was similar compared to observed basal area. Second and mainly third thinning was influenced by salvage cut due to snow damage (Fig. 4). Pine stands on series Straznice III were the oldest (38 years) at the beginning of observation in 1962 and achieved the volume 233 (control plot) and 241 (thinned plot) $\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$. Volume at the age of 84 years, i.e. 46 years after the beginning of the experiment, achieved on both comparative plots nearly 420 $\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$. During the period of investigation (age of 38 - 84 years), it increased on control plot by 188 m^3 and on thinned plot by 179 m^3 . After including the volume of all removed trees (i.e. including salvage cut), the period volume increment on thinned plot represented 441 m^3 , i.e. about 6% less compared to control plot (468 m^3).

On series Straznice I, initial volume was 195 (control plot) and 203 (thinned plot) m^3 per hectare at the age of 33 years. Stand volume increased on control plot by 141 m^3 and on thinned plot by 150 m^3 during the period of investigation. At the age of 79 years, volume was about 5% higher on thinned plot (353 m^3) compared to control plot (336 m^3). After including the salvage cut and thinning, the period volume increment on thinned plot represented 376 m^3 , i.e. about 11% less compared to control plot (423 m^3).

Effect of thinning on stand volume was found on series Straznice II, which was established in the youngest stands (25-year-old). From the initial stand volume 116 (control plot) and 125 (thinned plot) m^3 , we found final volume about 29% higher on thinned plot (270 m^3) compared to control (209 m^3) at the age of 71 years in 2008. After including the volume of all removed trees (salvage cut and thinning), the period volume increment on thinned plot represented 459 m^3 , i.e. it was about 1% higher compared to control plot (455 m^3).

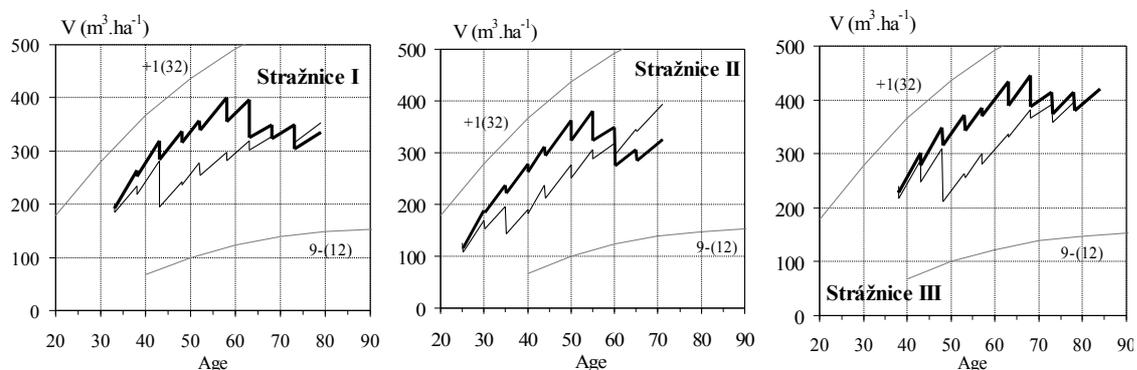


Fig. 4: Development of stand volume (V) on partial plots (control – thick line, thinned – thin line) of experiments Straznice I, II and III in the period of observation 1962-2008 compared with growth tables (Černý et al. 1996) for site indexes +1 (32) and 9- (12).

Dominant trees

Diameter of dominant trees showed similar trend on all observed experiments (Fig. 5). On series Straznice I and III, which were established on 33- and 38-year-old stands, differences between variants (control vs. thinned) were small and insignificant. From initial diameter about 18 (Straznice I) and 20 (Straznice III) cm, dominant trees achieved diameter about 32 and 35 cm on series Straznice I and III. Different result was found on series Straznice II, which was established in the youngest pine stand (25-year-old). Diameter of dominant trees was 14.5-14.3 cm at the beginning of observation. After 46-year-long period dominant trees were thicker about 8% in thinned plot (32.1 cm) compared to control plot (29.6 cm).

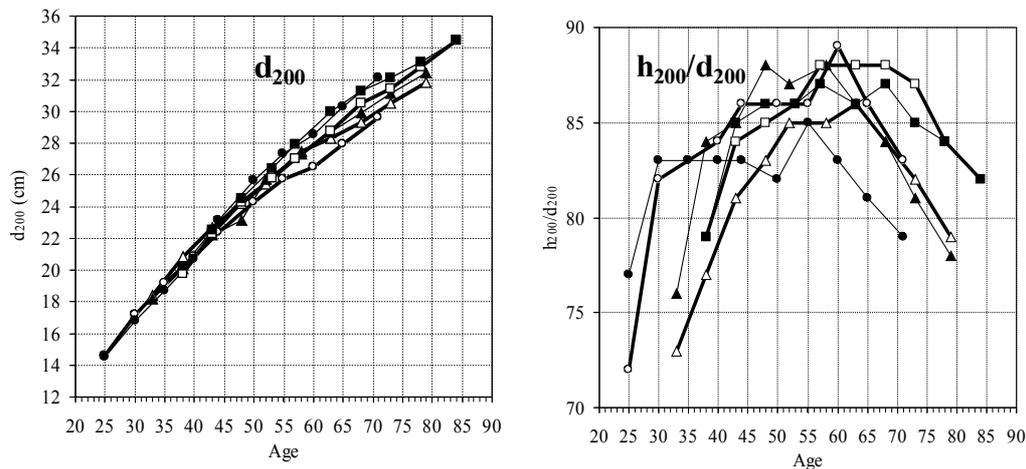


Fig. 5: Diameter (d_{200}) and quotient of slenderness (h_{200}/d_{200}) for dominant trees (200 thickest trees per hectare) on partial plots (control – thick line, thinned – thin line) of experiments Straznice I (triangles), Straznice II (circles) and Straznice III (squares) in the period of observation 1962-2008.

We found the uniform trend of h/d ratio development for dominant trees on all experiments (Fig. 5). Quotient of slenderness increased to the age of 55-65 years and decreased at the following stage. But dominant trees proved relatively good stability in terms of slenderness ratio in both thinned and unthinned variants, because values of h/d ratio were lower than 90 in whole period of observation. Differences between variants were insignificant in all cases, but some effect of thinning from above was obvious on experiment Straznice II, where the first thinning started earlier at the age of 25 years. In spite of the fact, that initial h/d ratio of dominant trees was higher on thinned plot (77) compared to control plot (72), at the age of 71 years (final revision in 2008) the quotient of slenderness was about 5% higher on control plot (83) compared to thinned plot (79).

Discussion and conclusion

Similar experiment was founded by CHROUST (2001) in 27-year old pine stand on nutrient-poor site. At the age of 70 years, the basal area of variant with crown (high) thinning was 40.4 m², thus almost the same as in our series Straznice II in thinned variant. MÄKINEN et al. (2005) made a simulation of shorten rotation period (ca by 15 years) in five experimental plots in Finland. They report that intensive thinning in such treated stands may not lead to any increment loss. However, VALINGER et al. (2000) found that thinning conducted at the age of 56 years can increase diameter increment whereas height increment remains unaffected. This approach led to reduction (by 37%) of wood volume in thinned stand compared to control.

From our three experiments it is obvious, that effect of thinning from above on stand development at middle age is small. Some positive trends (better stability and diameter of dominant trees, better stand volume increment) we found only on experiment Straznice II, which was established in the youngest pine stand (25-year-old). It corresponds with the results published by CHROUST (1977), that great intensity of thinning can negatively affect increment and lead to a loss of total volume production. Especially reduction of basal area in stands of middle age represents a threat to increment (ASSMANN 1968). On the other hand, thinning with low-intensity affects water balance negatively (increased interception) especially at the young stage (SLODICAK et al. 2011). Thus, if the effect of thinning on pine stand is to be maximized, the treatment should begin early.

We can conclude that thinning treatment (positive selection from above) led to higher survival compared to control in three Scots pine experiments in southern Moravia. Control stand disintegration has started since the age exceeded 50-60 years (top height approx. 23 m) when high natural mortality appeared. Similar trends were found in basal area and total volume, although small differences between variants were observed at the end of observation. Thinned plots show better potential of basal area and volume increment in the second half of observation period.

At the end of observation we found lower number of thinnest trees and higher number of thickest trees on thinned plots compared to control plots. But long-term effect of thinning on diameter distribution was small and insignificant.

Response of dominant trees on thinning resulted in higher diameter increment, but the differences diminished after the age of 70 years (top height approx. 25 m). Dominant trees proved good stability in terms of slenderness ratio in both thinned and unthinned variants.

From the study sites we can conclude that the present length of rotation (100+ years) of the pine stands on the poor sandy soils of Southern Moravia is not optimal from the viewpoint of total production as the mortality of control stands in the second half of rotation was hardly compensated by increment. In these localities, rotation period over 70 years means lower total volume, but higher number of thickest trees at the end of rotation. Studied thinning regime decreased the amount of salvage cut, but the effect of thinning (started at the age over 30 years) was insignificant.

References

- ASSMANN, E.: *Náuka o výnose lesa [Waldertragskunde]*. Bratislava, *Príroda*: 486 p., 1968
- ČERNÝ, M., PAŘEZ, J., MALÍK, Z.: *Růstové a taxační tabulky hlavních dřevin České Republiky (smrk, borovice, buk, dub)*. [Growth and mensurational tables of main tree species in the Czech Republic (spruce, pine, beech, oak)]. *Jílové u Prahy, IFER*, 245 p., 1996
- CHROUST, L.: *Význam ekologického principu výchovných sečí na příkladu borových porostů*. [The importance of the ecological principle of the tending cuttings explained on the example of Scots pine stands]. *Práce VÚLHM*, 51:53-66, 1977
- CHROUST, L.: *Thinning experiment in a Scots pine forest stand after 40-year investigations*. *Journal of Forest Science*, 47:356-365, 2001
- KORSUŇ, F.: *Hmotové tabulky pro borovici*. [Volume tables for Scotch pine]. *Práce VÚLH ČSSR*, 25:171-204, 1962
- MÄKINEN, H., HYNYNEN, J., ISOMÄKI, A.: *Intensive management of Scots pine stands in southern Finland: First empirical results and simulated further development*. *Forest Ecology and Management*, 215:37-50, 2005
- NÄSLUND, M.: *Die Durchforstungsversuche der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens in Kiefernwald*. In *Meddelanden fran Statens Skogsförsöksanstalt. Mitteilungen aus der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens*. Stockholm, Heft 29:121-169, 1937
- PAŘEZ, J.: *Návrh postupu při zakládání, sledování a vyhodnocování trvalých pokusných ploch se zvláštním zřetelem k pokusným plochám probírkovým a výnosovým*. [Project of procedures for founding, observation and evaluation of permanent experimental plots with special emphasis to experimental plots for investigation of thinning and production]. *Jíloviště-Strnady, VÚLHM*, 248 p., 1958
- SLODICAK, M., NOVAK, J., DUSEK, D.: *Canopy reduction as a possible measure for adaptation of young Scots pine stand to insufficient precipitation in Central Europe*. *Forest Ecology and Management*, In Press, 2011
- VALINGER, E., ELFVING, B., MÖRLING, T.: *Twelve-year growth response of Scots pine to thinning and nitrogen fertilisation*. *Forest Ecology and Management*, 134:45-53, 2000
- VIEWEGH J., KUSBACH A., MIKESKA M.: *Czech forest ecosystem classification*. *Journal of Forest Science*, 49(2): 85–93, 2003

Acknowledgement

This study was supported by the long-term project of the Czech Ministry of Agriculture MZE-0002070203.

Summary

To find out the effect of thinning on pine stands, we evaluated three thinning experiments (Straznice I, II and III) established in 1962 in Southern Moravia in the originally 33-, 25- and 38-year-old stands. All series included two variants: 1 - control unthinned plots and 2 – plots with positive selection from above. We can conclude that thinning treatment (positive selection from above) led to higher survival compared to control in three experiments. Control stand disintegration has started since the age exceeded 50-60 years when high natural mortality appeared. Similar trends were found in basal area and total volume, although small differences between variants were observed at the end of observation. Thinned plots show better potential of basal area and volume increment in the second half of observation period. After 46-year-period of observation, we found lower number of thinnest trees (diameter up to 20 cm) and higher number of thickest trees (diameter 32 cm and more) on thinned plots compared to control plots. From our three experiments it is obvious, that effect of thinning from above on stand development at middle age is small. Some positive trends (better stability and diameter of dominant trees, better stand volume increment) we found only on experiment Straznice II, which was established in the youngest pine stand (25-year-old). Thus, if the effect of thinning on pine stand is to be maximized, the treatment should begin early.

Forstliche Langfristforschung für den Zukunftswald – welche Entwicklung vollzogen WIEDEMANN's schlechteste Kiefernbestände Ostdeutschlands?

MATTHIAS NOACK

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

Zur 120. Wiederkehr des Geburtstages von Professor Dr. EILHARD WIEDEMANN (*06.8.1891 - † 17.9.1950), Begründer der Waldwachstumskunde in Eberswalde.

Einleitung

Die herausragende wirtschaftliche und wissenschaftliche Bedeutung der Untersuchung der schlechtesten ostdeutschen Kiefernbestände wurde bereits von WIEDEMANN (1942) herausgearbeitet und ist noch heute relevant.

Zu Beginn des 20. Jahrhunderts nahmen Kiefernbestände IV. und geringerer Bonität im Gebiet östlich der Elbe einen Flächenumfang von über 500.000 ha ein. In diesen vornehmlich subkontinental bis kontinental getönten Wuchsräumen mit Jahresniederschlagsmengen von weniger als 550 mm, ausgeprägten sommerlichen Hitze- und Dürreperioden sowie relativ geringer Luftfeuchtigkeit stockten die von WIEDEMANN (1942) als „Krüppelbestände“ bezeichneten Kiefernbestände hauptsächlich auf Böden mit „schweren menschlichen Misshandlungen“. Hierzu zählen die teilweise jahrhundertlang praktizierten Maßnahmen wie Waldweide, Streunutzung, Köhlerei, forstlicher Raubbau sowie häufig wiederkehrende Waldbrandereignisse. Allesamt führten sie zum regelmäßigen Verlust der Humusaufgabe des Mineralbodens und somit zur Unterbrechung der Nährstoffkreisläufe. Diese bodenfruchtbarkeitsschädigende Wirkung war dabei auf den geologisch älteren Bodensubstraten der Saale-Vereisung sowie auf den an die Oberfläche tretenden tertiären Böden noch wesentlich stärker und nachhaltiger ausgeprägt als auf den armen Talsanden der jüngeren Weichsel-Vereisung.

In der Folge wiesen diese schlechtwüchsigen Kiefernbestände zu Beginn des 20. Jahrhunderts lediglich durchschnittliche Gesamtzuwächse im Alter 100 Jahre von 3,3 m³ / ha-a (IV. Bonität nach WIEDEMANN 1943) bis 1,1 m³ / ha-a (VI. Bonität nach WIEDEMANN 1943) auf und schränkten somit die Ertragsfähigkeit der Forstbetriebe erheblich ein. Der Waldbesitz hatte daher ein großes wirtschaftliches Interesse an einer nachhaltigen Hebung der Zuwachsleistung.

Aus wissenschaftlicher Sicht ließen diese Extremverhältnisse einen effizienten Erkenntnisgewinn über die Grundsatzbeziehungen zwischen dem forstlichen Standort und dem Waldwachstum erwarten. Die Wirkung menschlicher Regulierungsmaßnahmen zur Verbesserung der Bodenfruchtbarkeit sowie verschiedener Durchforstungsweisen zur Steigerung des Zuwachsverhaltens standen dabei frühzeitig im Zentrum der Betrachtung. Unter Beachtung dieser wirtschaftlichen und wissenschaftlichen Notwendigkeiten begründete und analysierte WIEDEMANN im Zeitraum von 1928 bis 1939 zahlreiche Bodenbearbeitungs-, Düngungs-, Durchforstungs- und sonstige Versuche. Im Rahmen dieses mehrjährigen Forschungsvorhabens erfolgte im Jahre 1929 auch die Anlage des kombinierten Meliorations- und Durchforstungsversuches „PEITZ 150“ im damaligen Revier Drachhausen der Oberförsterei Peitz.

Die in diesem Langfristversuch praktizierten Behandlungsvarianten (siehe Abbildung 1) sind wie folgt definiert:

Parzelle I	:	Schnellwuchsbetrieb ohne Reisigdeckung
Parzelle II	:	Ohne Durchforstung (A-Grad, „Totenbestattung“)
Parzelle III	:	Schnellwuchsbetrieb mit Reisigdeckung
Parzelle IV	:	Mäßige Niederdurchforstung (B-Grad)
Parzelle V	:	Mäßige Niederdurchforstung (B-Grad), seit 1937

Im gegenwärtigen Bestandesalter von 111 Jahren erweist sich der Versuch „PEITZ 150“ als besonders erkenntnisträchtig, weil sich die Durchforstungswirkung nach über 80jähriger Versuchsdauer voll entfalten konnte. Wissenschaftlich gewinnbringend kommt hinzu, dass der Versuchsflächenstandort im Einzugsgebiet mehrerer nach 1950 errichteter Braunkohlenkraftwerke liegt und ihre beträchtlichen Depositionsraten an wachstums- und standortmanipulierenden Stäuben zu einer großflächigen Beeinflussung des Waldwachstums führten. Prozessauslösend bewirkten diese anthropogenen Fremdstoffeinträge einen komplexen Ökosystemwandel bislang ungekannten Ausmaßes. Die regionalspezifischen Wald- bzw. Forstökosysteme entwickelten in der Folge eine neue Natürlichkeit, die es zu beschreiben und zu begleiten gilt.

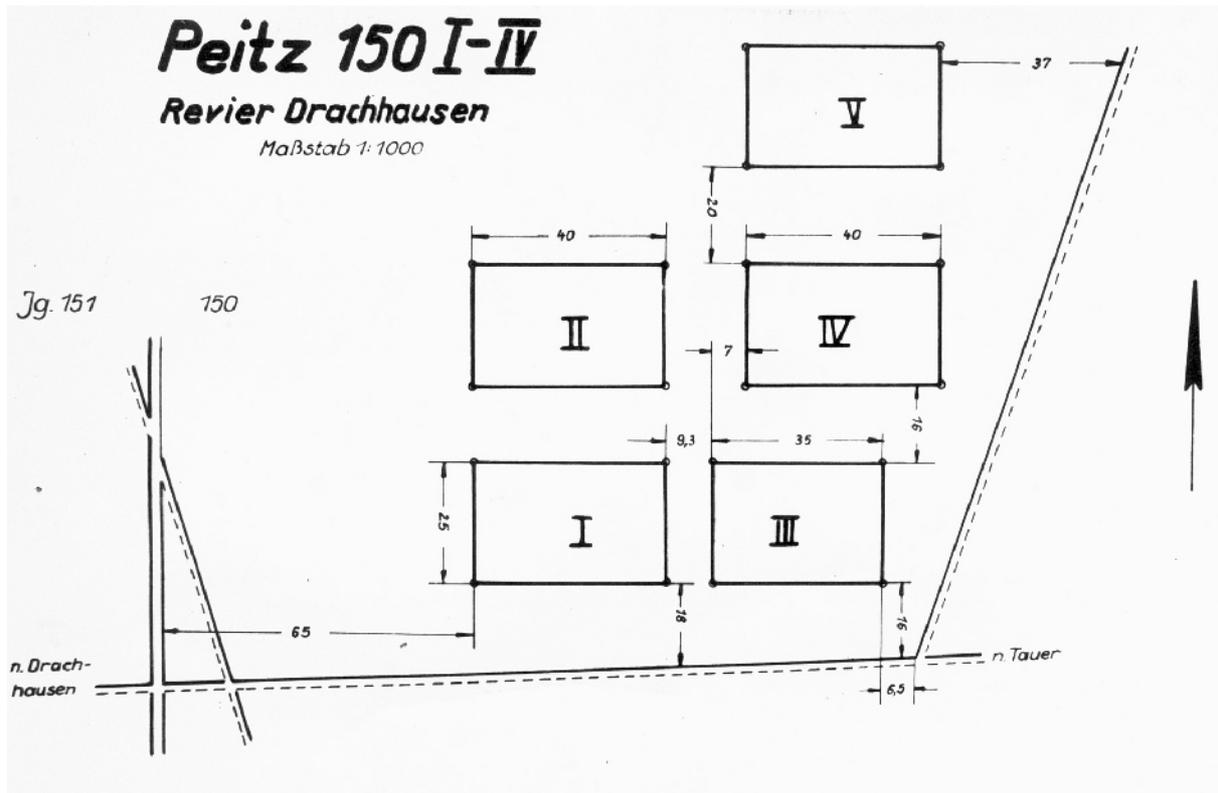


Abb. 1: Lageplan der Parzellen I bis V im Versuch "PEITZ 150"

Der noch geringe Kenntnisstand über diese ressourcenökologischen Veränderungen sowie die schwer vorhersagbare Klimazukunft befördern die Notwendigkeit des Strebens nach sicherer Beherrschung der in den Ökosystemen ablaufenden mehrdimensionalen Prozesse. Insbesondere langfristige Dauerbeobachtungsflächen können hierfür als biologische Datenspeicher mit einer typischen Raum-Zeit-Struktur unentbehrliche Informationen über die ökosystemspezifischen Ursache-Wirkung-Beziehungen des Waldwachstums kumulieren. Ausgewählte waldkundliche Untersuchungsergebnisse zur Beschreibung der naturraumspezifischen Leistungsmerkmale des Kiefernwachstums unter dem Einfluss der laufenden Standortdynamik werden daher im Folgenden vorgestellt.

Material und Methoden

Der Komplexität des Waldwachstums Rechnung tragend und als Reaktion auf die gestiegene Erwartungshaltung an eine ökologisch fundierte Waldwachstumsforschung bemüht sich das Fachgebiet Waldwachstum / Langfristige Versuchsflächen am Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde um eine konsequente Weiterentwicklung der bislang waldbaulich-ertragskundlich ausgerichteten Forschungsarbeit hin zu einer waldkundlich-interdisziplinären Waldkundeforschung.

Das mittlerweile 140jährige Eberswalder Versuchsflächennetz soll in diesem Sinne bestmöglich den Grundstock für die Entwicklung biomathematisch abgesicherter Forschungsergebnisse über die komplexen Wirkungszusammenhänge in Wald- bzw. Forstökosystemen sowie für die Ableitung praxisorientierter Entscheidungsgrundlagen zum Vorteil von Wald und Gesellschaft bieten.

Als Leitbild dient hierfür die schematische Darstellung in Abbildung 2. Sie verdeutlicht das Bestreben, interdisziplinären Erkenntniszuwachs nach dem Prinzip der Ganzheitsbetrachtung zu vernetzen und in eine mehrdimensionale Ergebnissynthese zur Aufklärung der spezifischen Ursache-Wirkung-Beziehungen in den standortspezifischen Ökosystemtypen als ökologische Befundeinheiten zu überführen.

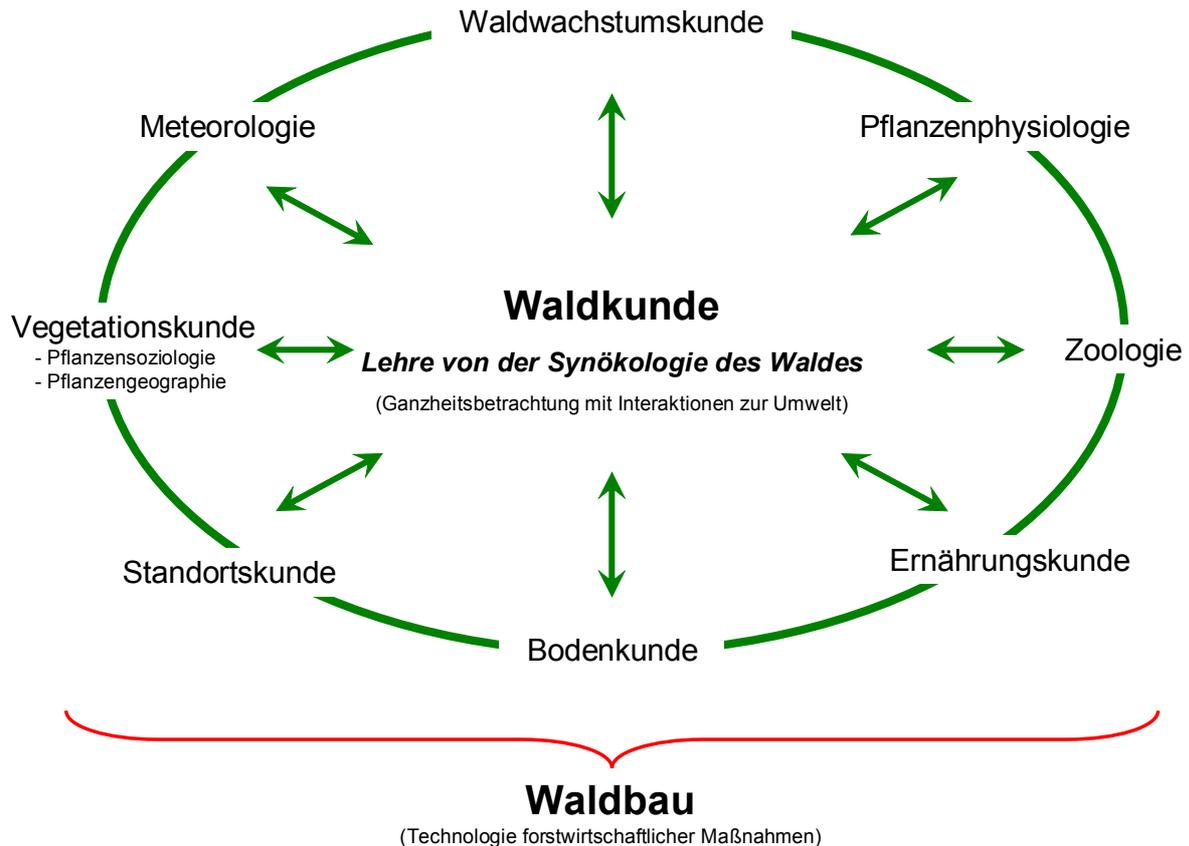


Abb. 2: Organigramm der interdisziplinären Waldkundeforschung am langfristigen Eberswalder Versuchsflächennetz zur Forcierung des biomathematisch fundierten Erkenntnisgewinns über Wald- bzw. Forstökosysteme als ökologische Befundeinheiten und zur Entwicklung praxisrelevanter Entscheidungsgrundlagen und Handlungsanweisungen

Für die Beschreibung der aktuellen physikalisch-chemischen Bodeneigenschaften wurden an jeweils fünf nicht durch Bodenbearbeitungsmaßnahmen gestörten Oberbodenprofilen flächengerechte Auflagehumusproben mit Hilfe eines 3 dm² großen Stechrahmens gewonnen und zu einer Mischprobe vereinigt. Von den darunter anschließenden Mineralbodenhorizonten 0 - 5 cm, 5 - 10 cm, 10 - 20 cm, 20 - 30 cm und 30 - 40 cm sind zehn Stechzylinderproben je Tiefenstufe zu einer volumengerechten Mineralboden-Mischprobe ($\Sigma = 1.000 \text{ cm}^3$) vereinigt worden. Nach der Trocknung von Teilproben bei 105°C bis zur Gewichtskonstanz und der Absiebung einer lufttrockenen Hauptprobe auf 2 mm dienten jeweils 120 g von in Homogenisiermaschinen zermahlene Feinboden-Mehlen zur Quantifizierung der nachfolgenden physikalisch-chemischen Bodenkennwerte (siehe Tabelle 1).

Tab. 1: Bodenkennwerte und Analyseverfahren

Kennwert	Methode
pH (H ₂ O, KCl)	Extraktion mit H ₂ O bzw. KCl, Potentiometrie
C	nasse Oxydation mit K ₂ Cr ₂ O ₇ / H ₂ SO ₄ , Volumetrie
N	KJELDAHL-Aufschluss, Fliessinjektionsanalyse FIA
lösliche und leicht austauschbare Hauptnähr- und Spurenelemente	
K, Ca, Mg, S, Na, Al, Fe, Mn, Zn	Extraktion mit NH ₄ Cl, Plasma-Spektrometer ICP
P	Extraktion mit ALE-Lösung, Fliessinjektionsanalyse FIA

Die Diagnose zur Haupt- und Lokalbodenform gemäß der ostdeutschen Standorterkundungsanleitung SEA 95 basiert auf Informationen aus der flächendeckenden Standortskartierung der Landesforstverwaltung Brandenburg, der Profilwandansprache in einer Bodengrube, der Interpretation darum satellitenartig angeordneter Tastgruben und Bodenbohrungen sowie aus der physikalisch-chemischen Analyse der bereitgestellten Bodenproben.

Die im Winter 2011 aus der oberen Kronenperipherie gewonnenen Proben letztjähriger Kiefernnadeln wurden wiederum im institutseigenen Labor bei 80°C getrocknet und mit Titanmesser-Mühlen zerkleinert. Zur Quantifizierung der Nährelementgehalte dieser Mehle kam das KJELDAHL-Aufschlussverfahren in einem Elementaranalysator (N) bzw. das Salpetersäure-Druckaufschlussverfahren mit anschließender Atomemissionsspektroskopie mit ICP-Anregung (restliche Haupt- und Spurenelemente) zum Einsatz.

Die Vegetationsaufnahme erfolgte Ende Mai 2011 unter Beachtung der Schichteneinteilung gemäß HOFMANN (2002). Die Angaben zur Pflanzenartenabundanz haben eine Deckungsgradschätzung in Prozent zur Grundlage, verbunden mit einer Einteilung in Mengenklassen gemäß der Skala von BRAUN-BLANQUET (1964).

Die waldwachstumskundlichen Bestandes- und Einzelbaumkennwerte sind im Rahmen von mittlerweile 17 periodischen Wiederholungsaufnahmen erhoben worden. Während die Klappung der Kieferndurchmesser an einem permanenten Messkreuz über Kreuz erfolgte, fanden zur Höhenmessung jeweils geeichte und nach dem trigonometrischen Prinzip arbeitende Höhenmessinstrumente Verwendung.

Ergebnisse

Boden- und standortkundliche Ergebnisse

Tabelle 2 fasst alle relevanten Informationen zur ökologischen Charakterisierung des in der Lieberoser Heide befindlichen Wuchsräume sowie explizit des Versuchsflächenstandortes "PEITZ 150" übersichtlich zusammen. Chorologisch zum Nordostdeutschen Tiefland und hier zum "Mittelbrandenburger Talsand- und Moränenland" zählend (siehe Abbildung 3), befindet sich der Versuchsstandort im zentralen Trockengebiet Brandenburgs. Die bereits deutlich kontinentale Tönung des Klimas wird durch die relativ hohe Jahresmitteltemperatur, die geringe Jahresniederschlagsmenge sowie die sehr ungünstige ökoklimatische Wasserbilanz fundiert.

Das Standortmosaik im näheren Umfeld der Versuchsfläche (siehe Abbildung 4) befindet sich vollständig auf einer Sanderebene des Brandenburger Stadiums der noch zum Junpleistozän zählenden Weichselvereisung. Es ist charakterisiert durch den relativ kleinflächigen Wechsel zwischen vollständig ausgeformten Sand-Braunerden, durch Windverblasung gekappten Sand-Rumpfrosterden sowie weiterer durch äolische Ab- und Auftragungsvorgänge manipulierten Bodenformen. Die Nährkraftgüte der Bodensubstrate ordnet sich ausschließlich im armen bis ziemlichen armen Spektrum ein, womit der Standort für ca. 50 % der Waldfläche des Landes Brandenburg repräsentativ ist.

Direkt auf der Versuchsfläche herrscht eine podsolierte Bärenthorener Sand-Braunerde vor. Diese Lokalbodenform ist im Land Brandenburg besonders flächenbedeutsam und widerspiegelt das mittlere Nährkraftspektrum ziemlich armer Standorte im fünfstufigen Trophie-Klassifizierungssystem der SEA 95 (siehe Abbildung 5).

Die relativ geringe Nährelementausstattung des effektiven Wurzelraumes im Oberboden sowie seine ungünstigen Aziditäts- und Sorptionseigenschaften beschreiben die Kennwerte in den Tabellen 3 bis 6. Insbesondere am Beispiel der im Wesentlichen von der Laubfracht abhängigen, humusbürtigen Hauptnährelemente C, N und P wird die Minderausstattung des mineralischen Oberbodens im Vergleich zu "gesunden", von anthropogenen Degradationen nicht betroffenen Standorten deutlich.

Auffällig ist die Diskrepanz zwischen den C/N-Verhältnissen im Auflagehumus und in der obersten Mineralbodenschicht. Während im Auflagehumus eine moderartige C/N-Relation vorherrscht, weist sie für die unmittelbar darunter liegende Bodenschicht ein stabiles Rohhumusmilieu aus. Ursächlich hierfür ist offenkundig der jahrzehntelange Eintrag atmogenen Stickstoffs vor allem aus den benachbarten Kraftwerken, welcher sich noch heute auf einem Niveau von ca. 10 – 15 kg/ha · a befindet. Diese Immissionserscheinung bestätigen ebenfalls die überdurchschnittlichen Vorräte an S, Na, und Fe, welche Bestandteile insbesondere der regionalspezifischen Flugaschen vor 1990 waren.

Da die pflanzenverfügbaren Phosphorvorräte in Waldböden sich im Wesentlichen aus der Laubfracht und somit aus dem Auflagehumus rekrutieren, kann der mit lediglich 3,3 kg/ha extrem geringe Phosphorgehalt im Versuch "PEITZ 150" nur als Relikt der über Jahrhunderte wirkenden Oberbodendegradation infolge Streunutzung, Waldweide und zahlreicher Waldbrände interpretiert werden.

Insgesamt kennzeichnen die bodenkundlichen Analysen den Standort als gering leistungsfähig für die forstliche Produktion. Eine Beeinflussung der Bodenfruchtbarkeit durch atmogene Fremdstoffeinträge ist nachweisbar.

Tab. 2: Standorts- und Vegetationsinformationen zur Versuchsfläche „PEITZ 150“ gemäß der ostdeutschen Standorterkundungsanleitung SEA 95 und eigener Erhebungen

Merkmal		Versuchsfläche „PEITZ 150“
Glaziales Stadium		Reicherskreuzer Sander, Brandenburger Stadium der Weichsel-Vereisung (24.000 v. Chr.), Jungpleistozän
Wuchsgebiet		Mittelbrandenburger Talsand- und Moränenland
Wuchsbezirk		Beeskower Platte
KMgCaP - Serie		II
Klimastufe		Tiefland-trocken [T t]
Makroklimaform		Südmärkisches Klima [γ]
Jahresniederschlagsmenge ¹⁾		~ 548 mm
Jahresmitteltemperatur ¹⁾		~ 9,1 °C
Jahrestemperaturschwankung ¹⁾		19 °K
Wärmster Monat ¹⁾		Juli (18,7 °C)
Niederschlagreichster Monat ¹⁾		Juli (65 mm)
Ökologische Wasserbilanz		- 220 bis – 170 mm
Reliefform		Ebene in Weitlage
Hauptbodenform		Braunerde
Lokalbodenform		podsoliierte Bärenthorener Sand-Braunerde
Stamm-Nährkraftstufe		Ziemlich arm [Z]
Stamm-Nährkraftfünftelstufe		Z 3 (Syn. Z'')
Grundwasser-Tiefenstufe		Grundwasserfrei oder -fern [(7)]
Grundwasserform		Mäßig trockener Standort mit ausgeprägter sommerlicher, substratbedingter (S...Sand) Trockenheit [speichertrockenes Milieu]
Stamm-Feuchtestufe		[T 2] Grundwasserferner, mäßig frischer Standort
Stamm-Standortsform		T t T Z'' 2 (7) (S)
Potenziell-Natürliche Vegetation gemäß HOFMANN & POMMER (2005)		Blaubeer-Kiefern-Traubeneichenwald im Komplex mit Beerkraut- bzw. Heidekraut-Kiefernwald
Aktueller Ökosystemtyp gemäß HOFMANN (2001)		(Hagermoos)-Drahtschmielen-Kiefernforst
Humusform	Morphologie	(Magerrohhumus) ↔ Rohhumus
	Vegetation	Rohhumus
	C / N	(Rohhumus) ↔ Rohhumusartiger Moder (22,6)
Zustand-Standortsform		t a
Relative Zustandsabweichung		- 1
Immissionsform	bis 1990	regionalspezifische Industrie-Emissionen (SO ₂ , N, Ca, Mg, K) mittlerer bis starker Ausprägung,
	aktuell	überregionale N-Einträge (10 bis 15 kg/ha*a)

¹⁾...DWD-Klimastation „Lieberose“ (Nr. 23119) im Zeitraum 1951 - 2003

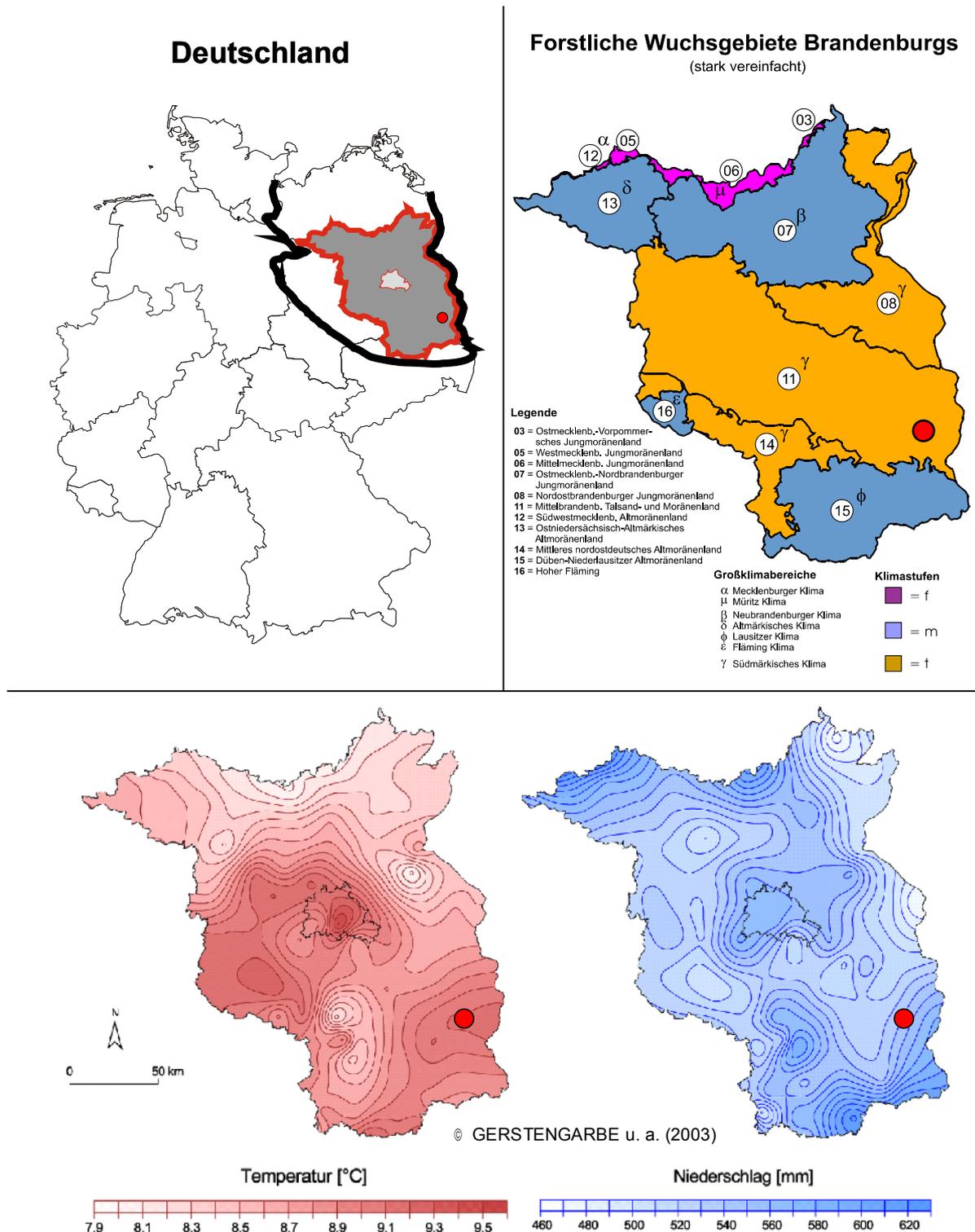
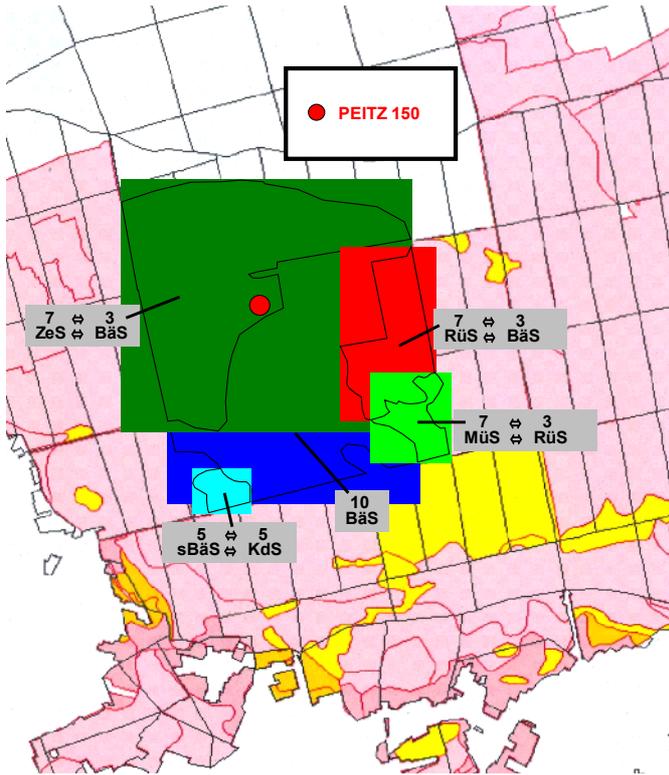


Abb. 3: Einordnung des Versuchsstandortes “PEITZ 150” am Beispiel der Deutschland-Übersichtskarte mit den Umrissen des Nordostdeutschen Tieflandes, einer Übersichtskarte mit den forstlichen Wuchsgebieten des Landes Brandenburg gemäß der SEA 95 sowie der kartographischen Darstellung der Temperatur- und Niederschlagsverhältnisse im Land Brandenburg während der Jahre 1951 – 2000



Lokalbodenform mit Nährkraftfünftelstufe

Bäs...Bärentorener Sand-Braunerde - Z³

sBäs...übersandete Bäs - A¹

KdS...Kersdorfer Sand-Ranker - A¹

Mützlitzer Sand-Saumpodsol - A¹

Rüs...Rüthnicker Sand-Rumpfrosterde - Z⁵

Erläuterung:

7 ↔ 3

(flächenbezogene Anteilzehntel)

Abb. 4: Standortmosaik im Versuchsraum mit den flächenprägenden Lokalbodenformen gemäß SEA 95

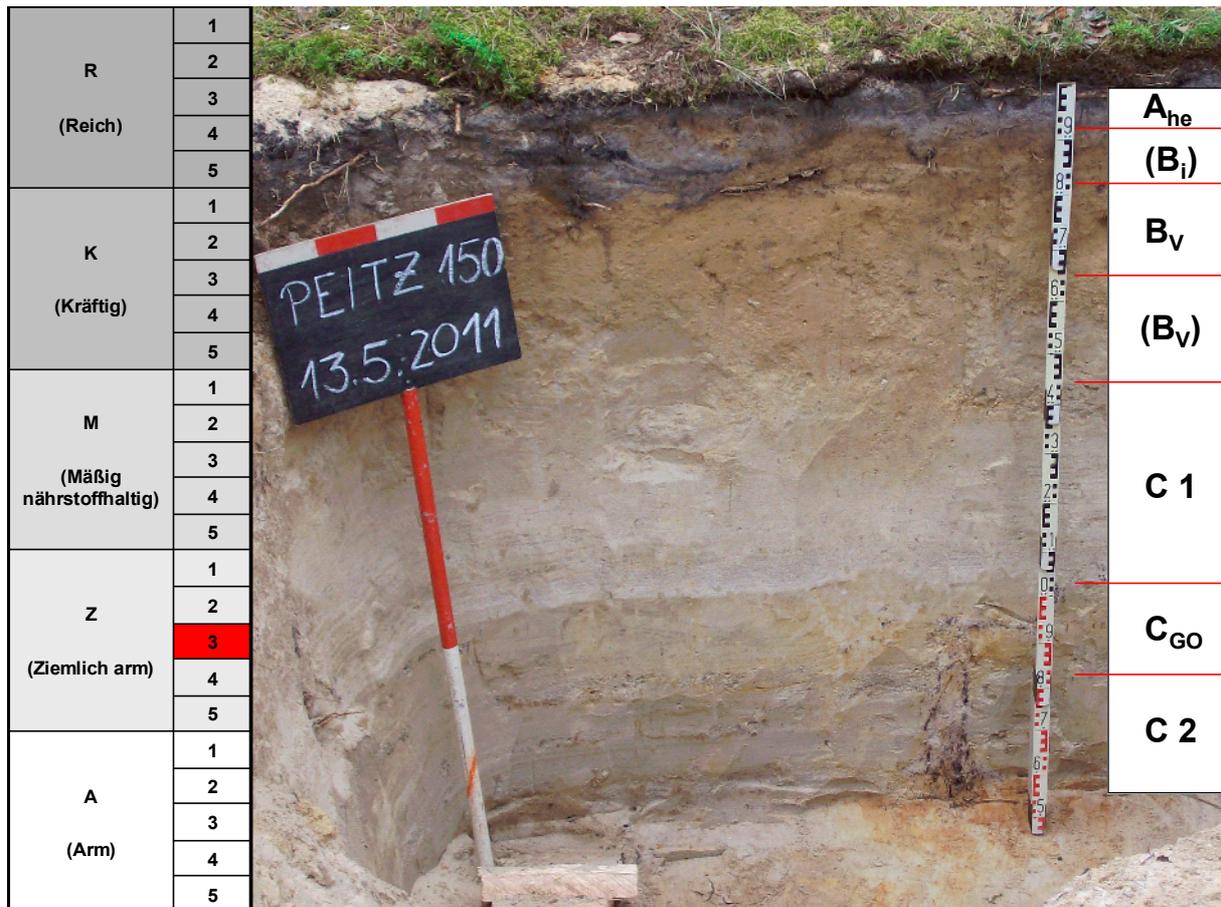


Abb. 5: Profilwand der Bärentorener Sand-Braunerde auf der Versuchsfläche "PEITZ 150" mit Einordnung in das Nährkraftstufensystem gemäß der ostdeutschen Standorterkundungsanleitung SEA 95

Tab. 3: Ausgewählte chemische Oberbodenkennwerte im Versuch „PEITZ 150“ zur Humusformen-differenzierung

	pH (KCl)	C / N	V - Wert
Humusaufgabe	2,89	22,58	10,69
Mineralboden (0 – 5 cm)	2,88	33,57	5,55

Tab. 4: Vorräte an Kohlenstoff [C] und Stickstoff [N] im Auflagehumus und im mineralischen Oberboden der Versuchsfläche „PEITZ 150“ im Vergleich zu den Vorräten von Standorten gleicher Trophie gemäß der Untersuchung von NOACK (2008)

Element	Auflagehumus			Mineralboden (0 – 40 cm)		
	Z _{normal} ¹⁾	PEITZ 150	%	Z _{normal} ¹⁾	PEITZ 150	%
C [t/ha]	40,2	43,7	109	42,3	39,8	94
N [t/ha]	1,47	1,94	132	1,75	1,00	57
C/N	27,5	22,6	82	24,0	45,0	187

Tab. 5: Nährelementvorräte im effektiven Wurzelraum der Versuchsfläche „PEITZ 150“ im Vergleich zu den Nährelementvorräten von Standorten gleicher Trophie gemäß der Untersuchung von NOACK (2008)

Element	Auflagehumus & Mineralboden (0 – 40 cm)		
	Z _{normal} ¹⁾	PEITZ 150	%
P [kg/ha]	128,8	3,3	3
K [kg/ha]	74,5	64,2	86
Ca [kg/ha]	365,2	210,1	58
Mg [kg/ha]	27,9	17,7	63
S [kg/ha]	70,6	85,2	121
Na [kg/ha]	28,7	39,8	139
Zn [kg/ha]	9,0	3,8	42
Fe [kg/ha]	50,7	71,6	141
Al [kg/ha]	480,7	448,3	93
Mn [kg/ha]	22,4	4,8	21

Tab. 6: Verbale Beurteilung der Nährelementvorräte im effektiven Wurzelraum (Auflagehumus plus Mineralboden [0 - 40 cm]) der Versuchsfläche „PEITZ 150“ gemäß FSA (1996)

Merkmal	Vorrat	Bewertung
C [t/ha]	83,5	„gering“
N [t/ha]	2,94	„gering“
C / N _{Auflage}	22,6	„mäßig weit“
C / N _{Mineralboden}	45,0	„sehr weit“
K [kg/ha]	64,2	„sehr gering“
Ca [kg/ha]	210,1	„sehr gering – gering“
Mg [kg/ha]	17,7	„sehr gering“

¹⁾: Die Z_{normal}-Werte als Bezugsbasis entsprechen den Merkmals-Mittelwerten aus n = 24 Wiederholungsmessungen im Rahmen der Untersuchung von NOACK (2008).

Vegetationskundliche Ergebnisse

Zum Zeitpunkt der Versuchsanlage beschrieb KRIEGER (1935) den Versuchsstandort als einen typischen Flechten-Kiefernwald mit lockerem Kronenschluss (siehe Vegetationstabelle 8). Anspruchslose Gräser und Kräuter bedeckten den Boden nur spärlich, während dessen die Abundanz zahlreicher Flechtenarten als Magerrohhumus-Weiser stark ausgeprägt war.

Artenspektrum und Abundanz der aktuellen Bodenvegetation charakterisieren hingegen ein einschichtiges, strukturarmes Kiefern-Altholz mit relativ hohem Kronenschlussgrad. In der unteren Strauchschicht sind neben einzelnen Kiefern auch vereinzelt Jungpflanzen weniger Laubbaumarten vorhanden. Die Krautschicht wird von einer gleichmäßig verteilten, lockeren Drahtschmielendecke geprägt, zu der sich wenige Kraut- und Gras-Charakterarten trockener Rohhumus-Standorte mit spärlichen Deckungsgraden gesellen. Die fast flächendeckende Mooschicht setzt sich aus Hager- und Astmoosen zusammen. Wenige Flechtenarten zeigen nur noch spärliche Abundanzen. Mit einer Artenzahl in Höhe von $n = 17$ zeigt sich das Vegetationsbild als ein deutlich in Entwicklung befindlicher Rohhumus-Drahtschmielen-Kiefernforst.

Nach einer Dauer von 8 Jahrzehnten dokumentiert die Versuchsfläche somit einen tiefgreifenden immissionsbedingten Vegetationswandel vom Flechten-Kiefernwald über den Hagermoos-Kiefernforst hin zum Drahtschmielen-Kiefernforst (siehe Abbildung 6). Für diesen "ökologischen Fahrrinnen" folgenden Ökosystemtypwandel steht nicht nur das fast vollständige Ausscheiden der vormals flächenprägenden Flechtenherden, sondern ganz entscheidend auch der Einzug der Drahtschmielendecke als das sogenannte "Sandrohr armer Standorte" sowie weiterer anspruchsvoller Arten wie *Calamagrostis epigeios* und *Moehringia trinervia*. Ursächlich für diese Florenveränderung ist eine im atmodgen Fremdstoffeintrag begründete Oberbodenagradation, die sich exemplarisch mit Hilfe der Aziditäts- und Humuskennwerte in Tabelle 7 beschreiben lässt und von den selbst erhobenen aktuellen Oberbodenkennwerten (siehe Tabelle 2 und 3) bestätigt wird.

Tab. 7: Ökogramm der Kiefern-Ökosysteme des Tieflandes der ehemaligen DDR unter weitgehend natürlichen Standortverhältnissen (Stand 1950 - 1965), Quelle: HEINSDORF u. a. (1991)

Feuchtestufe im Wurzelraum	Natürliche Oberbodennährkraft			
	reich	kräftig	mittel	ziemlich arm
sehr stark trocken				Silbergras-Kiefernwald pH 3,0 MaRo, 30
stark trocken			Schillergras-Kiefernwald pH 5,0 - 6,0 Mo, 25	Schafschwingel-Kiefernwald pH 4,0 Ro, 29
trocken	Wickhan-Kiefernwald pH 5,0 - 6,0 Mo, 12	Maiglöckchen-Kiefernwald pH 5,0 Mo, 12	Sandrohr-Kiefernwald pH 4,0 - 4,5 rMo, 21	Schafschwingel-Kiefernwald pH 4,0 Ro, 29
mäßig trocken	Waldzweigen-Kiefernwald pH 5,0 - 6,0 Mo, 20			Drahtschmielen-Kiefernwald pH 3,0 - 4,0 Ro, 27
mäßig frisch	Holunder-Kiefernwald Himbeer-Kiefernwald pH 4,0 Mo, 25	Saureiche-Blaubeere-Kiefernwald Himbeer-Drahtschmielen-Kiefernwald pH 4,0 Mo, 25		Blaubeere-Kiefernwald pH 3,5 - 4,0 Ro, 28
frisch	Farn-Kiefernwald pH 4,0 Mo, 20	Saureiche-Adlerfarn-Kiefernwald Faulbaum-Kiefernwald pH 3,5 rMo, 25		Pfeifengras-Blaubeere-Kiefernwald pH 3,0 - 3,5 Ro, 28
mäßig feucht		Sauerliche-Pfeifengras, Sauerliche-Blaugras, Pfeifengras-Kiefernwald pH 3,5 rMo, 25		Adlerfarn-Kiefernwald pH 3,0 - 3,5 Ro, 29
feucht				Pfeifengras-Kiefernwald pH 3,0 Ro, 29
naß				Traubeneichen-Kiefernwald pH 2,5 MaRo, 32
sehr naß				Traubeneichen-Kiefernwald pH 2,5 MaRo, 32
				Wollgras-Kiefernwald pH 2,0 - 3,0 MaRo, 31

pH: pH (H₂O) in 0 - 5 cm Bodentiefe
 n: Anzahl der Arten
 Mo: Mittelwert
 rMo: Mittelwert
 Ro: Mittelwert
 MaRo: Mittelwert
 Mo, rMo, Ro, MaRo: Mittelwert

• Zahl gibt die Alters-Durchschnitts-Nettoprimärproduktion an Baumholz-Trockenmasse zum Zeitpunkt der Kultivierung in t/ha an.
 ■ Standortbereich, in dem ein beständiger Anteil der Kiefern ökologisch nicht sicher ist.
 --- Ökologische Grenze des natürlichen Kiefernwaldes zu Laubwäldern und künstlichen Kiefernforsten.

Der im großflächigen atmodgen Fremdstoffeintrag begründete komplexe Vegetations- und Standortwandel im Untersuchungsgebiet veranlasste mittlerweile auch eine ökologisch begründete Umkartierung der Potentiellen Natürlichen Vegetation. Musste noch zu Beginn des 20. Jahrhunderts im Bereich des Reicherskreuzer Sanders aufgrund seiner potentiell-natürlichen Standortseigenschaften von einem leistungsschwachen Kiefernwaldareal ausgegangen werden, so bedingten die langjährigen Stoffeinträge eine deutliche Verbesserung des Wirkungsgrades der Standortproduktivkräfte. Unter Ausschluss aller forstlichen Aktivitäten würde sich gegenwärtig ein Blaubeere-Kiefern-Traubeneichenwald entwickeln, der eine höhere Nettoprimärproduktion an Pflanzentrockensubstanz aufweist und eichendominiert ist (HOFMANN & POMMER 2005).

Tab. 8: Vegetationstabelle für das von KRIEGER bzw. NOACK beschriebene Kiefern-Ökosystem vor (1935) bzw. nach (2011) der Beeinflussung durch atmogene Fremdstoffeinträge im Bereich der langfristigen Versuchsfläche „PEITZ 150“

		KRIEGER (1935)	NOACK (2011)
Aufnahmen [n]		4	5
Ökosystemtyp		Flechten-KI-Wald	(Hagermoos)-Drahtschmielen-KI-Forst
Mittlere Artenzahl [n]		20	17
soziolog. Gruppe	Art	Deckungsgrad [%]	
Obere Baumschicht			
B 6	Pinus sylvestris	60	85
Strauchschicht2			
	Quercus rubra	0	+
B 4	Acer platanoides		r
B 5	Quercus petraea		+
B 5	Quercus robur		+
B 6	Pinus sylvestris		+
Krautschicht			
K 5.4	Moehringia trinervia	2	14
K 6.2	Calamagrostis epigeios		r
K 6.3	Luzula pilosa	+	
K 6.9	Vaccinium vitis-idaea		+
K 6.10	Deschampsia flexuosa	1	12
K 7.2	Festuca rubra		+
K 7.5	Rumex acetosella	+	r
K 7.6	Calluna vulgaris	1	1
Moosschicht			
	Cetraria ericetorum	100	94
	Cladonia cenotea	+	
	Cladonia coccifera		r
	Cladonia cornuta	+	+
	Cladonia crispata	+	
	Cladonia deformis	1	
	Cladonia digitata	+	
	Cladonia glauca	+	
	Cladonia phyllophora	+	
	Cladonia pleurota	+	
	Cladonia portentosa	+	
	Cladonia squamosa	2	
	Lecidea uliginosa	+	
M 6.1	Dicranella heteromalla		+
M 6.2	Polytrichum formosum		+
M 6.3	Dicranum scoparium	2	3
M 6.3	Hypnum cupressiforme	1	24
M 6.3	Leucobryum glaucum		+
M 6.4	Dicranum polysetum	+	2
M 6.4	Pleurozium schreberi	2	61
M 6.4	Pohlia nutans	2	1
M 6.5	Cladonia bacillaris	+	
M 6.6	Cetraria islandica	1	
M 6.6	Cladonia arbuscula	35	+
M 6.6	Cladonia chlorophaea	2	
M 6.6	Cladonia ciliata	+	
M 6.6	Cladonia gracilis	2	
M 6.6	Cladonia rangiferina	37	
M 6.6	Cladonia uncialis	2	
M 6.7	Dicranum spurium		2
M 6.7	Polytrichum juniperinum	+	+
M 6.7	Ptilidium ciliare	2	
M 7.3	Cladonia furcata	1	
M 7.3	Cladonia pyxidata	+	+
M 7.3	Cornicularia aculeata	+	
Keimlinge			
B 6	Pinus sylvestris	2	+

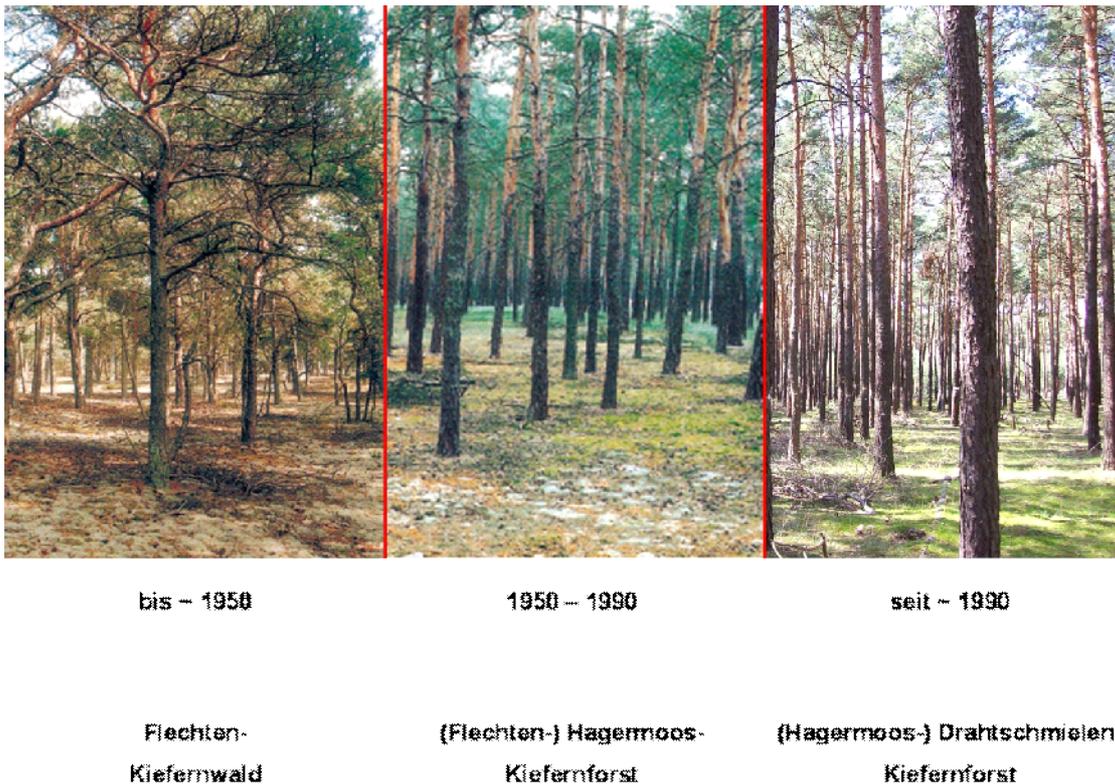


Abb. 6: Typische Bestandesbilder der unter dem Einfluss des seit 1950 im Naturraum wirkenden Depositionsgeschehens sich einander in „ökologischen Fahrinnen“ ablösenden Ökosystemtypen des Flechten-Kiefernwaldes, Hagermoos-Kiefernforstes (beide HOFMANN 2001) sowie des sich gegenwärtig herausbildenden Drahtschmielen-Kiefernforstes (NOACK 2011, „PEITZ 150“)

Ernährungskundliche Ergebnisse

Die Analyse der Nadelspiegelwerte offenbart, dass die für die Biomassesynthese und somit für das Wachstum entscheidende Stickstoffernährung noch im Mangelbereich (Ernährungsstufe 2) liegt und somit wachstumslimitierend wirkt (siehe Abbildung 7). Auf dem gleichen Niveau befindet sich zusätzlich die Schwefel- und Eisenversorgung.

Mit allen weiteren Hauptnähr- und Spurenelementen sind die Kiefern hingegen in ausreichendem Maße versorgt. Die resultierenden Ernährungsstufen 3 und teilweise 4 kennzeichnen ein Versorgungsniveau, das ein gutes bis sehr gutes Biomassewachstum befördern kann.

In dem von HOFMANN u. a. (1990) für die Gemeine Kiefer quantifizierten Beziehungsgefüge zwischen dem Stickstoff-Nadelspiegel und dem Volumenzuwachs (siehe Abbildung 8) ordnet sich die beobachtete N-Konzentration in Höhe von 1,43 % noch im linksseitigen Mangelbereich der „Anreicherungsphase“ ein. Das bedeutet, dass die gegenwärtige N-Versorgung das Zuwachsverhalten der Kiefer beträchtlich einschränkt und jede weitere atmogene N-Zufuhr wachstumsfördernd wirken würde.

Zur ernährungskundlichen Überprüfung der bereits boden- und vegetationskundlich herausgearbeiteten Hypothese, dass sich der Versuchsbestand in einer immissionsbedingten Entwicklung zu einem leistungsstärkeren Kiefern-Ökosystemtyp befindet, wird der aktuelle N-Nadelspiegelwert mit den charakteristischen N-Versorgungszuständen standortspezifischer Kiefernforsten und -wälder vor dem Wirksamwerden anthropogener Fremdstoffeinträge verglichen (Abbildung 9). Die vorangestellten Ergebnisse bestätigend, kann der N-Ernährungszustand der Kiefern im Versuch „PEITZ 150“ demzufolge einem Niveau zugeordnet werden, welches sich zwischen dem Hagermoos- und Drahtschmielen-Kiefernforst mit deutlicher Tendenz zum Letzteren befindet.

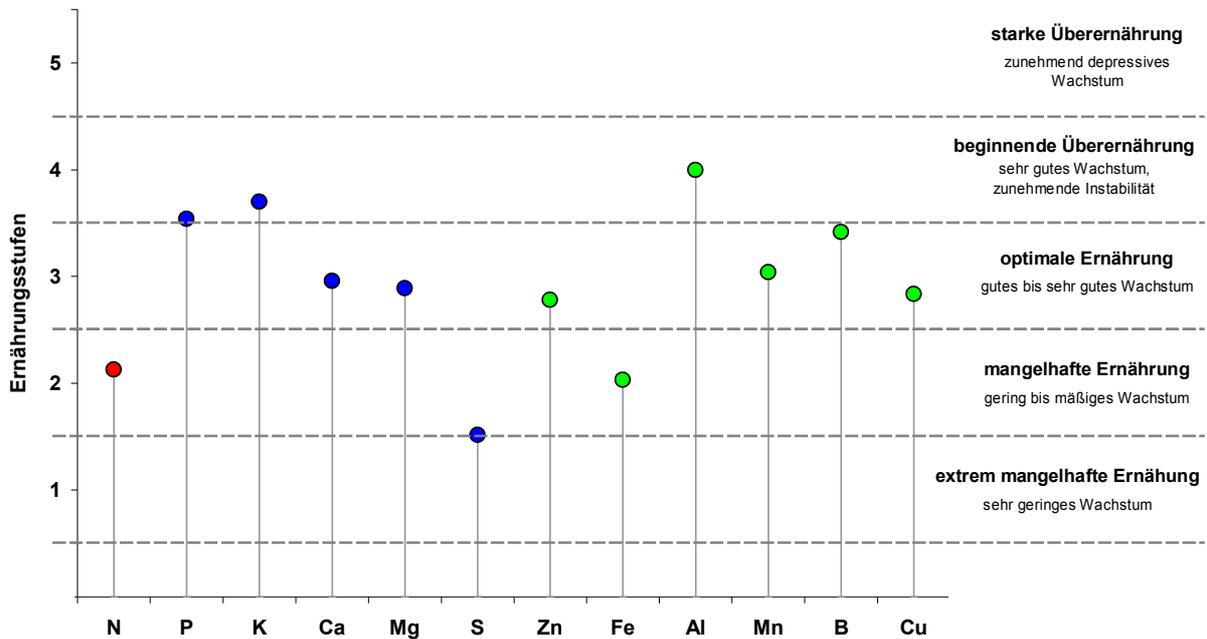


Abb. 7: Empirische Kiefern-Ernährungsstufen auf der Grundlage der im Januar 2011 erhobenen Nadelspiegelwerte im Versuch „PEITZ 150“ gemäß der Algorithmen von HEINSDORF (1999) bzw. KRAUSS & HEINSDORF (2005)

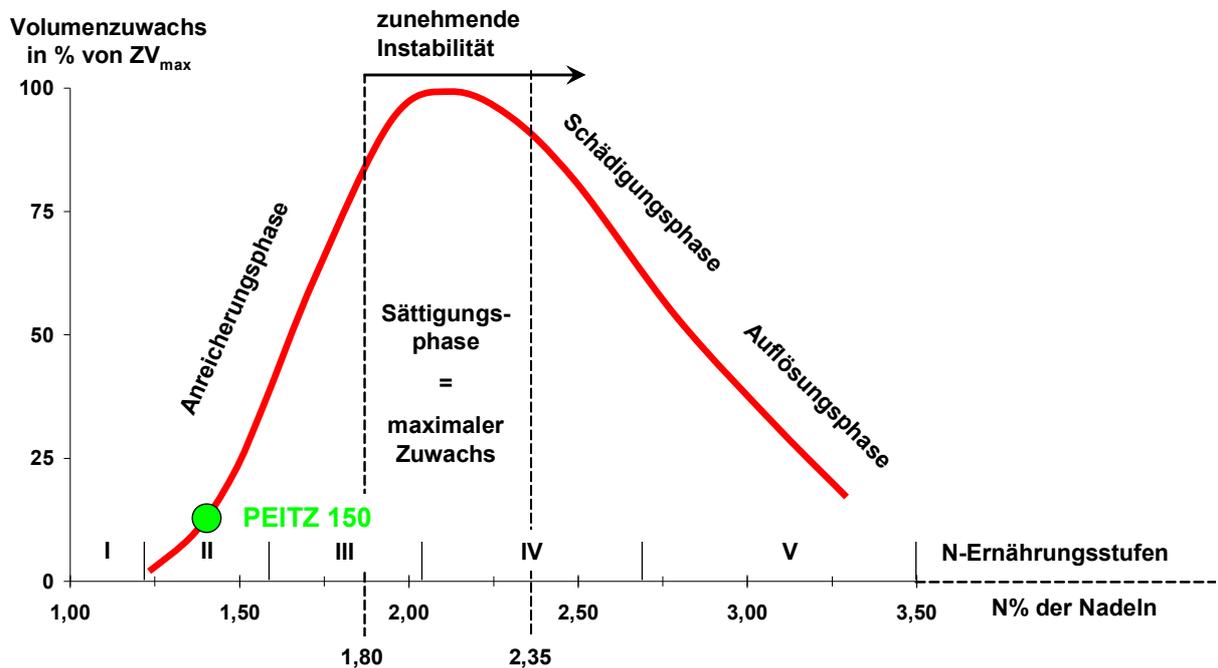


Abb. 8: Beziehungen zwischen der Stickstoff-Ernährung, dem Wachstum und den Entwicklungsphasen des Produktivitäts- und Stabilitätsverhaltens von Kiefernbeständen bei zunehmendem Stickstoff-Eintrag (HOFMANN u. a. 1990)

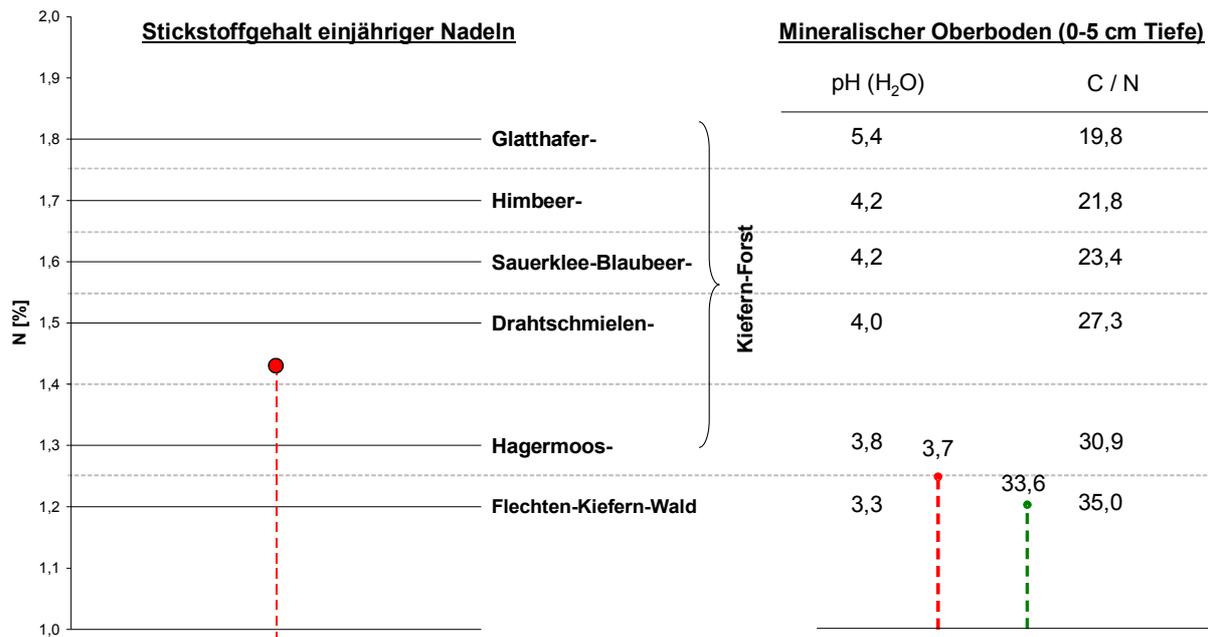


Abb. 9: Stickstoffgehalte einjähriger Kiefernadeln (links) und chemische Oberboden-Kennwerte (rechts) von der Versuchsfläche „PEITZ 150“ im Vergleich zu den ökologischen Kenndaten für Kiefernwälder und -forsten um 1960 (Quelle: HOFMANN 2002)

Waldwachstumskundliche Ergebnisse

Die Höhe des Grundflächenmittelstammes der 100 stärksten Bäume pro ha [HO] (Oberhöhe nach ASSMANN 1961) ist zur Beschreibung des standortspezifischen Leistungsvermögens von Baumarten besonders geeignet. Als Mittelhöhe ist sie insbesondere bei niederdurchforstungsartigen Bestandesbehandlungen frei von rechnerischen Verschiebungen. Zudem repräsentiert sie ausschließlich im Konkurrenzkampf obsiegende Baumindividuen und ist somit hauptsächlich eine Funktion der natürlichen Standortproduktivkräfte.

Die in Abbildung 10 dargestellte standortspezifische Oberhöhenentwicklung der Kiefern im Versuch „PEITZ 150“ während des Zeitraumes von 1948 bis 2011 lässt einen kontinuierlichen Wachstumsbeschleunigungsprozess erkennen. Ausgehend von einer parzellenübergreifenden Durchschnitts-Oberhöhenbonität in Höhe von IV.9 im Jahr 1948 stieg dieser Kennwert im Laufe von 63 Jahren um 1,2 Bonitätsstufen auf das gegenwärtige Bonitätsniveau von III.7.

Der vom Tafeltrend deutlich positiv abweichende Entwicklungstrend widerspiegelt somit den boden-, vegetations- und ernährungskundlich dokumentierten anthropogenen Standortwandel, der in Mitteleuropa insbesondere in der zweiten Hälfte des zurückliegenden Jahrhunderts zunehmend wachstumswirksam wurde (HOFMANN & HEINSDORF 1990, KAHLE u. a. 2008, PRETZSCH 1999, SPIECKER u. a. 1996).

Die langanhaltende großflächige Fremdstoffbeeinflussung vor allem auf dem Niveau nicht-toxischer Stickstoff-Depositionsraten bewirkt insbesondere auf Böden mit einer geringen natürlichen Standortproduktivkraft sowie im Bereich stark degradierter Oberböden gegenwärtig einen forstlich willkommenen Agradationsprozess. Bei Unterstellung einer dem Tafelvollschluss (KIEFER, unteres Ertragsniveau, LEMBCKE u. a. 1975) nahekommenden Bestandesdichte und unter Berücksichtigung des beobachteten Kiefern-Bonitätssprunges im Versuchsbestand „PEITZ 150“ kann damit eine erhebliche Erhöhung des standortspezifischen Volumen-Leistungsniveaus von ursprünglich $dGZ_{100} = 2,0 \text{ m}^3/\text{ha}\cdot\text{a}$ (100 %) auf gegenwärtig $dGZ_{100} = 3,4 \text{ m}^3/\text{ha}\cdot\text{a}$ (170 %) im Bereich des trockenen nordostdeutschen Tieflandklimas und ziemlich armer Bodensubstrate angenommen werden.

Für eine zukunftsgerichtete Waldwachstumforschung hat der laufende ökologische Veränderungsprozess zur Folge, dass die bislang üblichen statischen Bonitierungssysteme zur Leistungsbeurteilung zunehmend ungeeignet werden. Zuwachsbasierte, dynamische Beurteilungsverfahren müssen künftig an ihre Stelle treten, um die jeweils aktuelle Wachstumsdynamik besser berücksichtigende Handlungsanweisungen für die Forstpraxis entwickeln zu können.

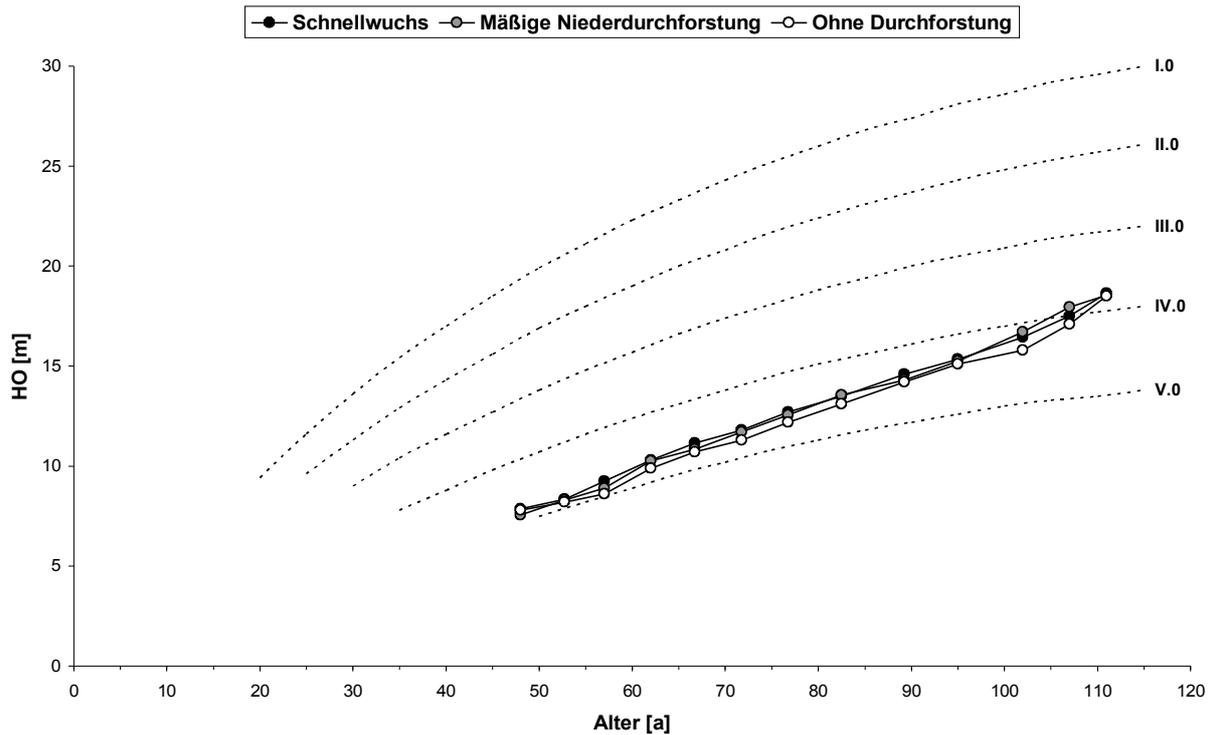


Abb. 10: Altersabhängige Entwicklung der Höhen des Grundflächenmittelstammes der 100 stärksten Bäume pro ha [HO] (Oberhöhen nach ASSMANN 1961) der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen im Bonitierungsflächen KIEFER VON LEMBCKE u. a. (1975)

Mit dem Ziel der Überprüfung, welche Möglichkeiten zur Leistungssteigerung des schlechten Kiefernwachstums durch verschiedene Durchforstungsweisen bestehen, stellte WIEDEMANN zu Versuchsbeginn drei unterschiedliche Bestandesbehandlungsvarianten ein, die bis heute kontinuierlich und gleichmäßig aufrechterhalten blieben.

Als biologische Referenzfläche dient Parzelle 2, in welcher die Kiefer nicht aktiv durchforstet wird (A-Grad). Die sich hier entwickelnde Bestandesdichte repräsentiert somit die maximale Anzahl der auf dem Standort lebensfähigen Individuen. In den Parzellen 1 und 3 wurden hingegen durch frühzeitige und dauerhafte Kronenschlussunterbrechungen sogenannte "Schnellwuchsbetriebe" eingerichtet. Diese über den C-Grad hinausgehenden Niederdurchforstungen zielten darauf ab, insbesondere das Dickenwachstum vorwüchsiger Kiefern zu fördern. Als Vergleichs-Durchforstungsvariante wird in den Parzellen 4 und 5 eine mäßige Niederdurchforstung (B-Grad) praktiziert. Sie ist charakterisiert durch die selektive Entnahme der stärksten Bedränger von herrschenden und vorherrschenden Hauptbestandsgliedern bei Aufrechterhaltung des Bestandesschlusses.

Die deutlichen Stammzahl- und somit Bestandesdichteunterschiede zwischen den Varianten beschreiben die Stammzahl-Entwicklungskurven in Abbildung 11. Jeweils bezogen auf den A-Grad (ohne Durchforstung) beliefen sich die Stammzahlrelationen zu Versuchsbeginn im Mittel auf 83 % (mäßige Niederdurchforstung) bzw. 66 % (Schnellwuchs). Im Wesentlichen konnten diese Relationen bis zur Gegenwart durch die bewusste Regulierung der Durchforstungsstärke aufrechterhalten werden, was durch die Verhältniszahlen von 74 % (mäßige Niederdurchforstung) bzw. 49 % (Schnellwuchs) bestätigt wird.

Tab. 9: Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [DG] sowie Durchmesser des Grundflächen-mittelstammes der 100 stärksten Bäume pro ha [DO] (Oberdurchmesser nach ASSMANN 1961) der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen zum Zeitpunkt der letzten Aufnahme im Jahr 2011

		Schnellwuchs	Mäßige Niederdurchforstung	Ohne Durchforstung
DO	cm	31,6	28,6	27,8
	%	<i>100</i>	<i>91</i>	<i>88</i>
DG	cm	24,9	22,5	20,1
	%	<i>100</i>	<i>90</i>	<i>81</i>

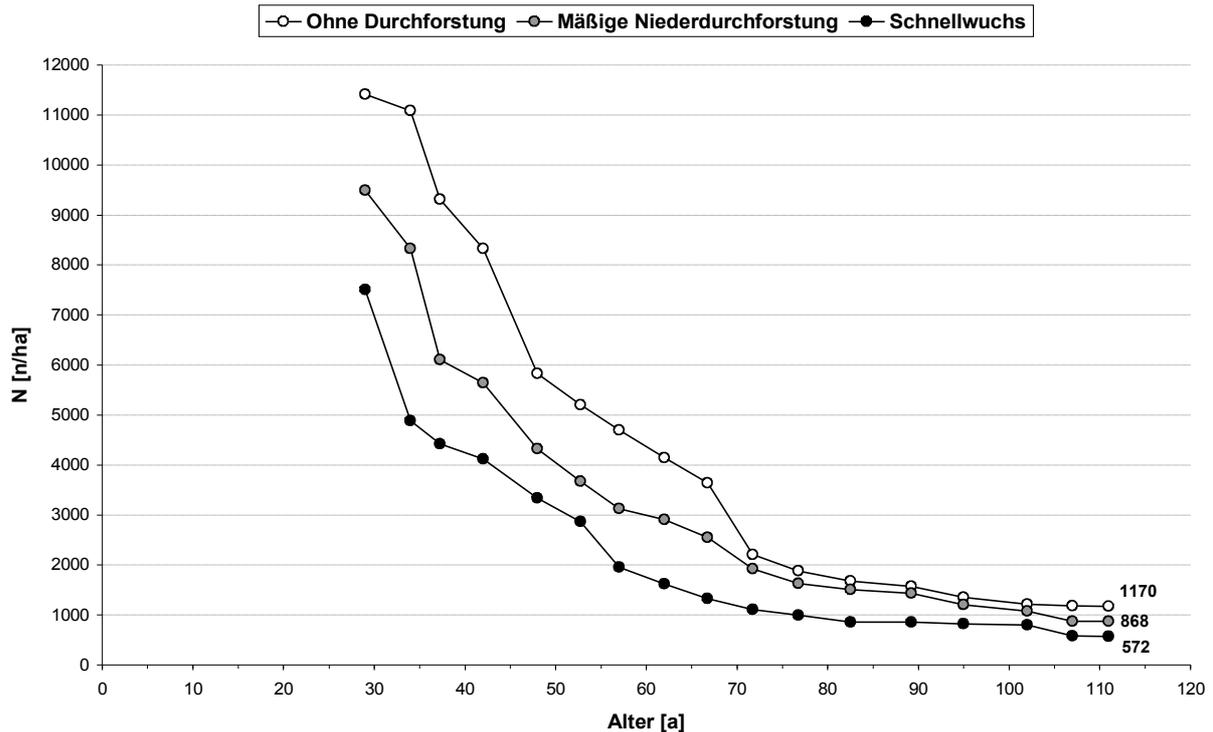


Abb. 11: Altersabhängige Entwicklung der Stammzahlen [N] des verbleibenden Bestandes der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen

Nach Ablauf von 82 Zuwachspanoden entwickelten die Kiefern der verschiedenen Versuchspartellen die in Tabelle 9 aufgeführten Mitteldurchmesser-Relationen. Trotz der erheblichen Bestandesdichteunterschiede müssen die beobachteten DG- und DO-Differenzen als relativ gering eingeschätzt werden. Der Oberdurchmesser in der Schnellwuchsvariante übersteigt mit $DO=31,6$ cm denjenigen der Niederdurchforstungsvariante lediglich um $3,0 \text{ cm} \equiv 9\%$ ($DO=28,6$ cm) bzw. der undurchforsteten Parzelle um $3,8 \text{ cm} \equiv 12\%$ ($DO=27,8$ cm). Bei Betrachtung des DG fallen die Abweichungen zwischen den Versuchsvarianten mit den Prozentrelationen $100 : 90 : 81$ bzw. den Absolutdifferenzen in Höhe von $2,4 \text{ cm}$ bzw. $4,8 \text{ cm}$ nur geringfügig größer aus.

Die empirischen Stammzahlfrequenzen in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser zum Zeitpunkt der letzten Wiederholungsaufnahme im Jahr 2011 beschreibt Abbildung 12 differenziert nach Versuchsvarianten. Es wird deutlich, dass jeweils 50 % der Kiefern des verbleibenden Bestandes Brusthöhendurchmesser aufweisen, die behandlungsspezifisch größer $19,2 \text{ cm}$ (A-Grad), $22,0 \text{ cm}$ (B-Grad) bzw. $23,9 \text{ cm}$ (Schnellwuchs) sind.

Gemäß Tabelle 10 überschreiten den $d_{1,3}$ -Schwellenwert $24,49 \text{ cm}$ (Obergrenze der $d_{1,3}$ -Klasse 2a) im Schnellwuchs 42 % ($n=244$), im B-Grad 26 % ($n=229$) und im A-Grad 13 % ($n=150$) der Kiefern des verbleibenden Bestandes. Das entspricht Schaftholzvolumenbeträgen von $130 \text{ m}^3/\text{ha}$, $111 \text{ m}^3/\text{ha}$ sowie $74 \text{ m}^3/\text{ha}$.

Tab. 10: Absolute Stammzahl- [N] und Schaftholzvolumenverteilung [VS] pro ha über $d_{1,3}$ -Durchmesserklassen zum Zeitpunkt der letzten Aufnahme im Jahr 2011

$d_{1,3}$ -Stärkeklasse	cm	Mäßige Niederdurchforstung		Schnellwuchs		Ohne Durchforstung	
		N	VS	N	VS	N	VS
1a	10 - 14	21	2	0	0	130	12
1b	15 - 19	171	33	53	11	480	85
2a	20 - 24	447	139	275	87	410	128
2b	25 - 29	210	98	180	86	130	61
3a	30 - 34	19	13	64	44	20	13
Summe		868	285	572	227	1170	298

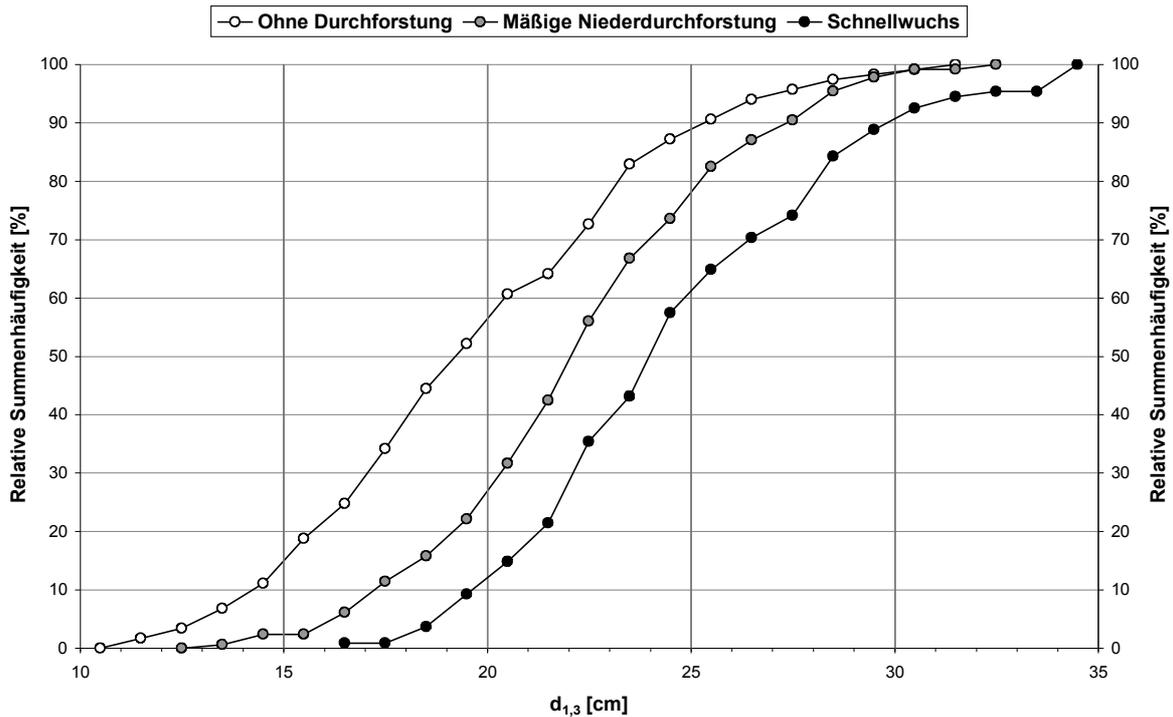


Abb. 12: Empirische Summenhäufigkeitsverteilungen der Brusthöhendurchmesser $[d_{1,3}]$ der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen zum Zeitpunkt der letzten Aufnahme im Jahr 2011

Die Entwicklung des aus den volumenbildenden Faktoren Bestandesgrundfläche $[G]$, Bestandesmittelhöhe $[H]$ und Bestandesformzahl $[F]$ resultierenden Bestandesvolumens $[V]$ beschreibt Abbildung 13 am Beispiel des Derbholzvolumens $[VD]$ für den verbleibenden Bestand der Versuchsglieder. Die empirischen Beobachtungswerte verdeutlichen, dass sich durchforstungsbedingt bereits frühzeitig erhebliche Leistungsunterschiede zwischen den Varianten einstellen und während der gesamten Versuchsdauer aufrechterhalten bleiben.

Als Konsequenz aus der Frühlichtung weisen die Schnellwuchsparzellen bereits im Alter 57 Jahre mit durchschnittlich $62,0 \text{ m}^3/\text{ha}$ die geringsten Derbholzvorräte auf. Die Vorrats-Minderausstattung beträgt zu diesem Zeitpunkt gegenüber der Niederdurchforstungsvariante $-10,8 \text{ m}^3/\text{ha}$ und dem A-Grad $-19,8 \text{ m}^3/\text{ha}$. Die VD-Relationen belaufen sich demzufolge auf $76\% : 90\% : 100\%$.

Insbesondere die Verhältnismäßigkeit zwischen den Vorräten der Schnellwuchs- und der A-Gradvariante bleiben bis zum gegenwärtigen Bestandesalter von 111 Jahren bestehen ($-65,4 \text{ m}^3/\text{ha} \equiv -22\%$). In der mäßigen Niederdurchforstungsvariante kommt es im Vergleich zur undurchforsteten Parzelle hingegen zu einem Annäherungseffekt, welcher sich nur noch in einer Vorratsdifferenz von -3% ($-10 \text{ m}^3/\text{ha}$) äußert.

Bei Betrachtung des besten ertragskundlichen Leistungsweisers, der Gesamtwuchsleistung, wird die dauerhafte und nachhaltige Unterlegenheit des Schnellwuchsbetriebes zusätzlich verdeutlicht. Die laufende Derbholzvolumen-Gesamtwuchsleistung $[GWLD]$ der Lichtwuchsvariante unterschreitet im Alter 111 Jahre mit $345,3 \text{ m}^3/\text{ha}$ ($\equiv 88,0\%$) die beiden Vergleichsvarianten erheblich (mäßige Niederdurchforstung: $392,9 \text{ m}^3/\text{ha} \equiv 100,1\%$; A-Grad: $392,6 \text{ m}^3/\text{ha} \equiv 100,0\%$).

Diese Tatsache kommt auch in Abbildung 14 am Beispiel des durchschnittlichen Derbholzvolumen-Gesamtwuchses $[dGZD]$ zum Ausdruck. Der gegenwärtige $dGZD$ im Schnellwuchsbetrieb unterschreitet denjenigen der mäßigen Niederdurchforstung um $12,1\%$. Beachtenswert am Entwicklungsgang dieses insbesondere für die Nutzungsplanung bedeutsamen Ertragskennwertes ist, dass offenkundig infolge des fremdstoffbedingten Wachstumsbeschleunigungseffektes noch kein typisches Kulminationsverhalten im Koordinatensystem erkennbar ist. Die im Zeitraum zwischen 1965 und 1975 sich andeutende und zu diesem Zeitpunkt auch altersgemäße Abwölbung hin zu einem glockenähnlichem Kurvenverlauf wurde in der Folgezeit durch einem neuerlichen Kurvenanstieg wieder aufgehoben. Diese Erscheinung eröffnet dem örtlichen Wirtschaftler die Perspektive, die gegenwärtige Phase relativ hoher Volumenproduktionsfähigkeit bis zur Erreichung noch stärkerer Zieldurchmesser im Hauptbestand weiterhin auszunutzen.

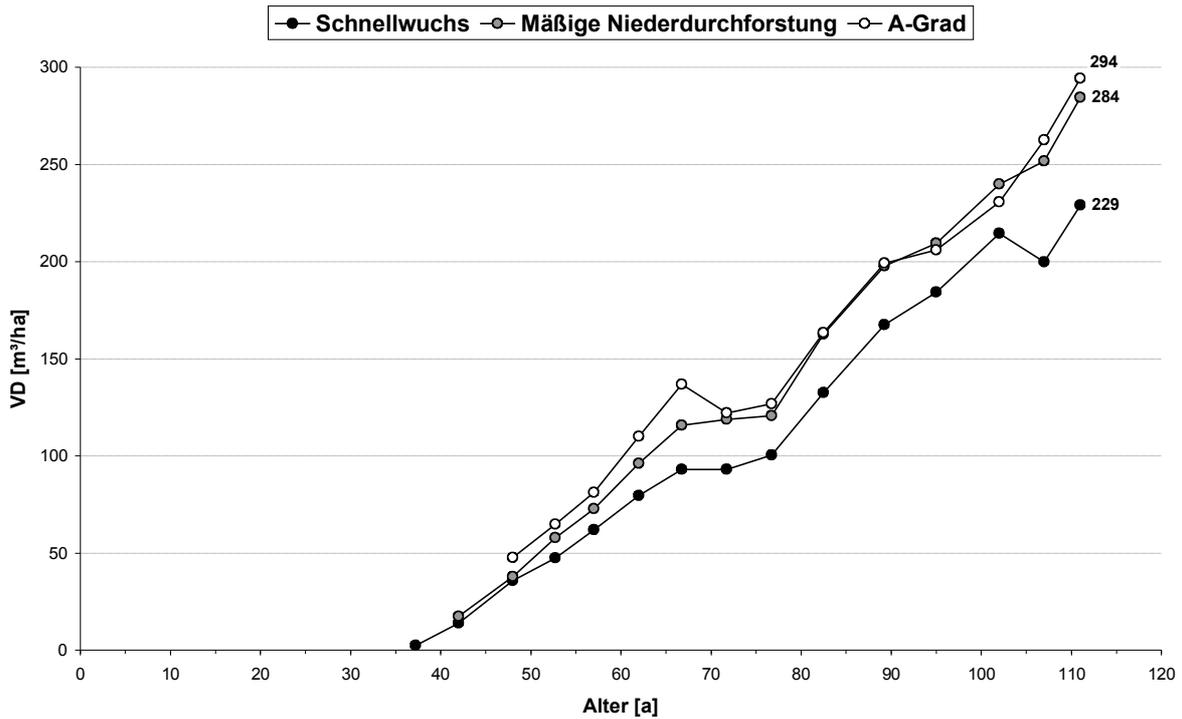


Abb. 13: Altersabhängige Entwicklung der Bestandes-Derbholzvorräte [VD] der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen

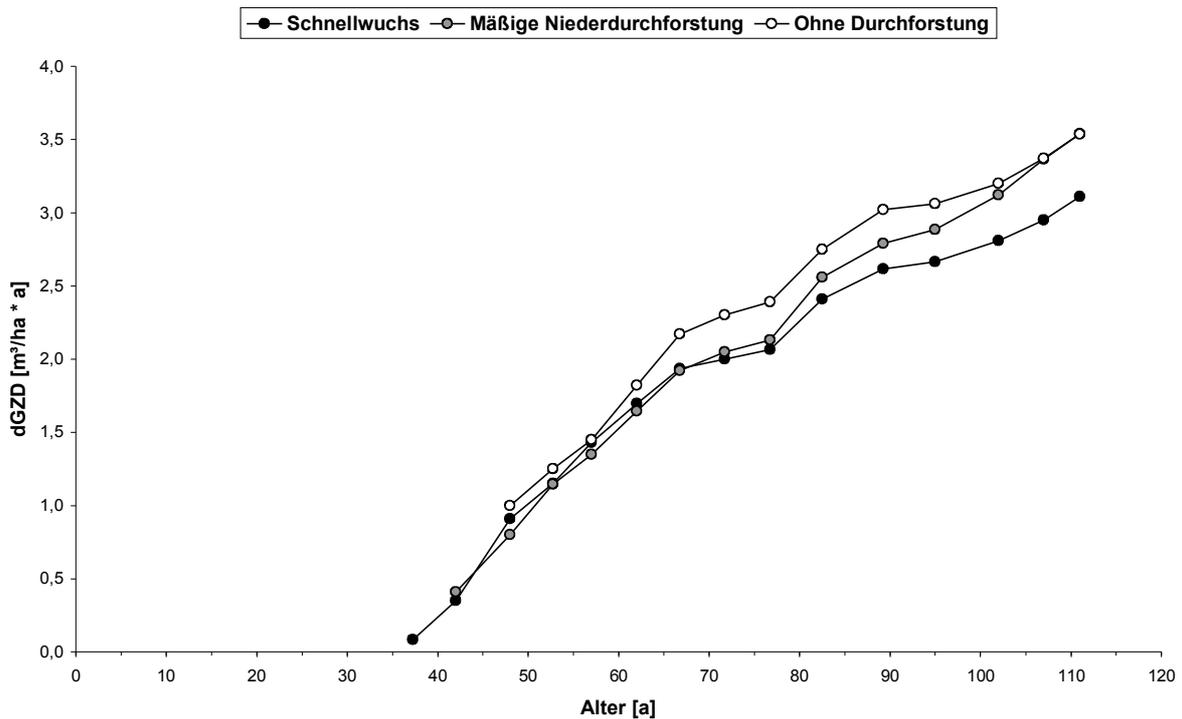


Abb. 14: Altersabhängige Entwicklung des durchschnittlichen Derbholz-Gesamtwachses [dGZD] der nach Versuchsvarianten stratifizierten Parzellen

Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Insgesamt ist der forstliche Standort im Langfristversuch "PEITZ 150" als leistungsschwach zu beurteilen. Die natürlichen Standortproduktivkräfte zur Nettoprimärproduktion sind relativ begrenzt und durch die Nutzungsgeschichte des Waldbodens zusätzlich beeinträchtigt. Als Spiegelbild des forstlichen Standortes wurde der auf ihm stockende Kiefernbestand von WIEDEMANN (1942) zurecht zu den schlechtesten Kiefernbeständen Ostdeutschlands gezählt.

Der zum Zeitpunkt der Versuchsanlage infolge reliktscher anthropogener Beeinflussungen mindestens zweistufig degradierte Waldboden befindet sich jedoch infolge einer jahrzehntelangen Einwirkung stickstoffhaltiger und basischer Immissionen in einer Agradionsentwicklung hin zum potentiell-natürlichen Gleichgewichtszustand. Der durch die zurückliegende und langanhaltende Intensivnutzung der Humusaufgabe bis zum Magerrohhumus degradierte Oberbodenzustand erholte sich mittlerweile zu einem typischen Rohhumusmilieu, was sich auch im Kiefern-Ernährungszustand widerspiegelt. Die Bodenvegetation als aussagekräftigster Weiser des aktuellen Standortzustandes verweist sogar bereits auf die sich vollziehende Weiterentwicklung zum rohhumusartigen Moder, der die typische Humusform auf den ziemlich armen Bärenthorener Sand-Braunerden des Nordostdeutschen Tieflandes darstellt.

Seit der Mitte des 20. Jahrhunderts schlägt sich dieser beobachtete Oberboden-Agradationsprozess in einem vom Tafeltrend deutlich positiv abweichenden Wachstumsbeschleunigungsprozess nieder. Dieser äußert sich gegenwärtig in einem ~ 1,2 stufigen Oberhöhen-Bonitätsanstieg.

Bezüglich der Wirkung erheblich verschiedener Durchforstungsstärken auf das Zuwachsverhalten der Kiefer auf diesem nährkraftschwachen und trockenen Standort ist nach 82 jähriger Versuchsdauer festzustellen, dass ein sich mit zunehmender Eingriffsstärke einstellender geringfügiger Durchmesser vorteil auf Kosten erheblicher Vorrats- und Gesamtwuchsleistungsverluste erkaufte wird. Bei dauerhafter Kronenschlussunterbrechung im sogenannten Schnellwuchsbetrieb beträgt der Durchmesser vorteil im Vergleich zur mäßigen Niederdurchforstung im Alter 111 Jahre lediglich 3,0 cm (DO) bzw. 2,4 cm (DG). Die GWLD-Minderleistung beläuft sich hingegen auf 47,6 m³/ha und die Derbholz-Vorratsdifferenz sogar auf 55,4 m³/ha. Ein wirtschaftlich relevanter und langanhaltender Wuchsbeschleunigungseffekt bleibt im Schnellwuchsbetrieb unter den festgestellten Standortbedingungen demzufolge aus (siehe Abbildung 15).

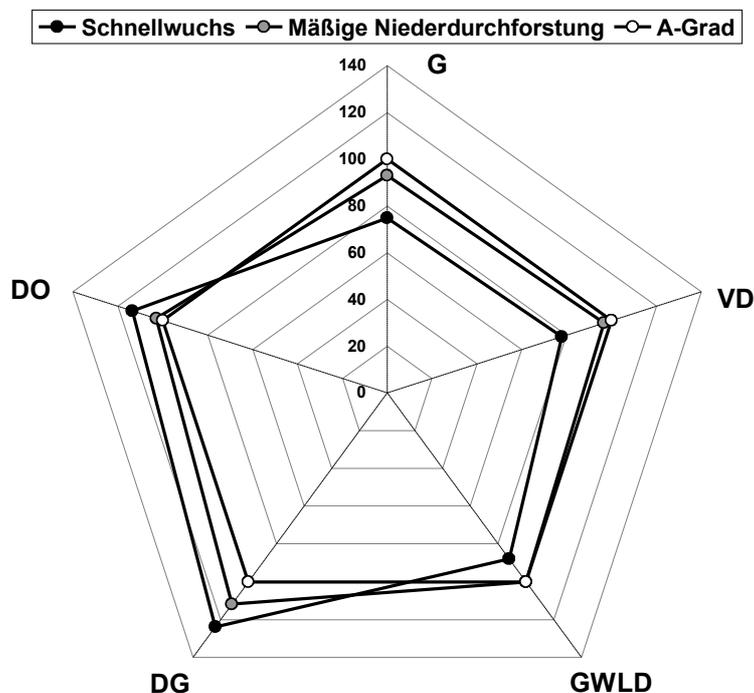


Abb. 15: Relativvergleich von Bestandesgrundfläche [G], -derbholzvorrat [VD], Derbholz-Gesamtwuchsleistung [GWLD], Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [DG] und Oberdurchmesser nach ASSMANN [DO] zum Zeitpunkt der letzten Aufnahme im Jahr 2011

Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde. München, Bonn, Wien.
 BRAUN-BLANQUET, J. (1964): Pflanzensoziologie – Grundzüge der Vegetationskunde. Dritte Auflage. Springer-Verlag, Wien, New York.
 FSA (1996): Forstliche Standortsaufnahme. Begriffe, Definitionen, Einteilungen, Kennzeichnungen, Erläuterungen. 5. Auflage. IHW-Verlag, Eching bei München.
 GERSTENGARBE, F.-W.; BADECK, F.; HATTERMANN, F.; KRYSANOVA, V.; LAHMER, W.; LASCH, P.; STOCK, M.; SUCKOW, F.; WECHSUNG, F.; WERNER, P. C. (2003): Studie zur klimatischen Entwicklung im Land Brandenburg bis 2055 und deren Auswirkungen auf den Wasserhaushalt, die Forst- und Landwirtschaft sowie die Ableitung erster Perspektiven. PIK Report No. 83, Potsdam.
 HEINSDORF, D. (1999): Düngung von Forstkulturen auf Lausitzer Kippen. Druckschrift LAUBAG, 54 S.

- HEINSDORF, D.; HIPPELI, P.; KRAUß, H. H.; EINERT, P.; SCHNEIDER, R.; STROHBACH, B.; HOFMANN, G. (1991): Schlussbericht zum Forschungsvorhaben 30 F 10 3302 "Auswirkungen von Fremdstoffeinträgen auf den Fruchtbarkeitszustand der Waldböden und die Ernährung von Kiefern- und Buchenbeständen". Forschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Eberswalde.
- HOFMANN, G. (2001): Mitteleuropäische Wald- und Forst-Ökosystemtypen in Wort und Bild. Sonderheft AFZ-Der Wald. BLV München.
- HOFMANN, G. (2002): Entwicklung der Waldvegetation des nordostdeutschen Tieflandes unter den Bedingungen steigender Stickstoffeinträge in Verbindung mit Niederschlagsarmut. In: ANDERS u. a.: Ökologie und Vegetation des Wälder Nordostdeutschlands. Verlag Dr. Kessel, Oberwinter: 24-41.
- HOFMANN, G.; HEINSDORF, D. (1990): Depositionsgeschehen und Waldbewirtschaftung. Der Wald 40: 208-213.
- HOFMANN, G.; HEINSDORF, D.; KRAUSS, H.-H. (1990): Wirkung atmosphärischer Stickstoffeinträge auf Produktivität und Stabilität von Kiefern-Forstökosystemen. Beiträge für die Forstwirtschaft 24: 59-73.
- HOFMANN, G.; POMMER, U. (2005): Potenzielle Natürliche Vegetation von Brandenburg und Berlin. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, Band 14. Ministerium für Ländliche Entwicklung, Umwelt und Verbraucherschutz des Landes Brandenburg (Hrsg.).
- KAHLE, H.-P.; KARJALAINEN, T.; SCHUCK, A.; AGREN, G. I.; KELLOMÄKI, S.; MELLERT, K.; PRIETZEL, J.; REHFUESS, K.-E.; SPIECKER, H. (2008): Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe. Brill, Leiden & Boston.
- KRAUSS, H.-H.; HEINSDORF, D. (2005): Ernährungsstufen für wichtige Wirtschaftsbaumarten. Beiträge für die Forstwirtschaft und Landschaftsökologie 39: 172-179.
- KRIEGER, H. (1935): Die flechtenreichen Pflanzengesellschaften der Mark Brandenburg. Beiheft Bot. Cbl. 7 B. H. 1 2 (1937).
- LEMBCKE, G.; KNAPP, E.; DITTMAR, O. (1975): Kieferntragstafel 1975. Institut für Forstwissenschaften Eberswalde, Eberswalde.
- NOACK, M. (2008): Standortökologisch-biomathematische Grundlagen für die Umwandlung von Kiefernreinbeständen in Kiefern-Trauben-Eichen-Mischbestände als Beitrag zur zukunftsorientierten Ressourcennutzung im Nordostdeutschen Tiefland. Habilitationsschrift. Landwirtschaftlich-Gärtnerische Fakultät der Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin.
- PRETZSCH, H. (1999): Waldwachstum im Wandel, Konsequenzen für Forstwissenschaft und Forstwirtschaft. Forstwissenschaftliches Centralblatt 118: 228-250.
- SEA 95 [Anleitung für die forstliche Standortserkundung im nordostdeutschen Tiefland] von SCHULZE, G. und KOPP, D. (1996). Zweite Auflage der SEA 74. Teil A bis C.
- SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. (1996): Growth Trends in European Forests. Springer, Berlin.
- WIEDEMANN, E. (1942): Die schlechtesten ostdeutschen Kiefernbestände. Die Ursachen ihres Zustandes und Wege zu ihrer Besserung. Reichsnährstand Verlags-Ges. m. b. H., Berlin.
- WIEDEMANN, E. (1943): Ertragstafeln der wichtigen Holzarten. Verlag M. & H. Schaper, Hannover (1949).

Effekt von Mischung und Konkurrenz auf die Kronenmorphologie von Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) und Buche (*Fagus sylvatica* L.)

Jochen Dieler

Technische Universität München, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising, Jochen.Dieler@lrz.tum.de

1 Einleitung

Zu Beginn der geregelten Forstwirtschaft lag der Fokus rein auf der nachhaltigen Holzproduktion, was zu einer verstärkten Begründung und Ausweitung von Reinbeständen führte (HARTIG 1804, S. 40), während gegenwärtig Mischbestände mehr und mehr Bedeutung zukommt (SCHERER-LORENZEN et al. 2005). Die Gründe für das steigende Interesse an naturnahen Mischbeständen sind darauf zurückzuführen, dass jene die heutigen Ansprüche an ökologische, ökonomische und sozio-ökonomische Waldfunktionen in gleicher oder besserer Weise erfüllen als naturfernere Reinbestände (OLSTHOORN et al. 1999). Eine früher wie heute entscheidende Thematik im Zusammenhang mit gemischten Waldbeständen, die bereits von den Gründervätern der Forstwissenschaft kontrovers diskutiert wurde (COTTA 1821, HARTIG 1791) ist die Frage nach der Produktivität von Misch- im Vergleich zu Reinbeständen. Vor- und Nachteile in der Naturalproduktion sind nach wie vor von entscheidender Bedeutung für die praktische Forstwirtschaft, so dass eine pro oder contra Entscheidung für Mischbestände direkt mit der Leistung der ökologischen Stabilität, Resilienz, Biodiversität oder Landschaftsästhetik verbunden ist.

Bisherige Analysen zu Mischbeständen von Fichte und Buche, die von großer Relevanz in Mitteleuropa sind, erbringen Mehr- bzw. Minderleistungen von Mischbeständen in der Größenordnung von -46 bis +138 % (ASSMANN 1961, KENNEL 1965, METTIN 1985, PETRI 1966, PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009, WIEDEMANN, 1942). Auf der Basis von 23 langfristigen waldwachstumskundlichen Versuchen, die einen Gradienten von trocken bis feuchten und nährstoffarmen bis -reichen Standorten in Mitteleuropa abdecken, stellen PRETZSCH et al. 2010 eine erste Arbeitshypothese zur Produktivitätsrelation zwischen Rein- und Mischbeständen auf, wonach Mehrzuwächse von Mischbeständen bei hoher Standortgüte auf Konkurrenzreduktionseffekte und bei geringer Standortgüte oder bei abiotischem Stress auf Facilitation zurückzuführen sind (vgl. auch CALLAWAY und WALKER 1997). Neben Vergleichen von periodischen oder langfristigen Zuwachsgängen (z. B. PRETZSCH et al. 2010) werden Ressourcennutzungseffizienzen (z. B. RICHARDS et al. 2010) auf Bestandesebene als unspezifische Indikatoren zur Aufdeckung von Mehr- oder Minderzuwächsen angewandt. Allen gemein ist, dass sie vielmehr auf die Frage „ob Produktivitätsunterschiede auftreten“ abzielen und nicht „warum“. Um Letztere weiter zu erhellen, ist es notwendig Mischungseffekte von der Bestandes- bis hin zu Einzelbaum- oder sogar Organebene zu verfolgen. Ein Aspekt hierbei betrifft das Kronenexpansionsvermögen bei intra- und interspezifischen Konkurrenz. Während die Metabolic scaling theory (MST) konstante Skalierungsexponenten der Baum- und Kronenallometrie annimmt (ENQUIST et al. 2009, WEST et al. 1999), lassen Mischbestände plastische, art-spezifische Reaktionen als Folge interspezifische Konkurrenzinteraktionen erwarten. Der Formentwicklung kommt eine hohe Bedeutung für das Verständnis von Mischungseffekten zu. Während plastische Reaktionsmuster des Pflanzenwachstums durch Konkurrenzprozesse weitgehend nachgewiesen sind (PURVES et al. 2007, THORPE et al. 2010), finden sich in der Literatur nur sehr vereinzelte Untersuchungen zur Wirkung von Baumartenmischung auf die Formentwicklung (PETRI 1966, ROTHE 1997, PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009).

Im Einzelnen fragt die Analyse nach intra- und interspezifischen Konkurrenzeffekten auf die horizontale und vertikale Formentwicklung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand.

2 Material und Methoden

2.1 Datengrundlage

Als Datenbasis für die Analyse der strukturellen Allometrie von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand dienen 23 langfristige waldwachstumskundliche Versuche aus dem Flachland und Mittelgebirge und Bayern mit 76 Parzellen und insgesamt 260 Aufnahmen. Im Einzelnen handelt es sich um die Fichtenversuche Denklingen 05, Freising 813, Fürstenfeldbruck 612, Sachsenried 68, Sachsenried 607, Traunstein 146, Vohenstrauß 622, Zusmarshausen 603 und Zwiesel 111, die Buchenversuche Arnstein 638, Fabrikschleichach 15, Gerelzhofen 627, Starnberg 91, Waldbrunn 105, Waldbrunn 106 und Zwiesel 111 und die Buchen-Fichten-Mischbestände Amberg 833, Freising 813, Nordhalben 811, Schongau 814, Zwiesel 111 und Zwiesel 134. Abbildung 1 gibt eine Übersicht über die geographische Lage der Versuche differenziert nach Rein- und/oder Mischbestandversuchen.

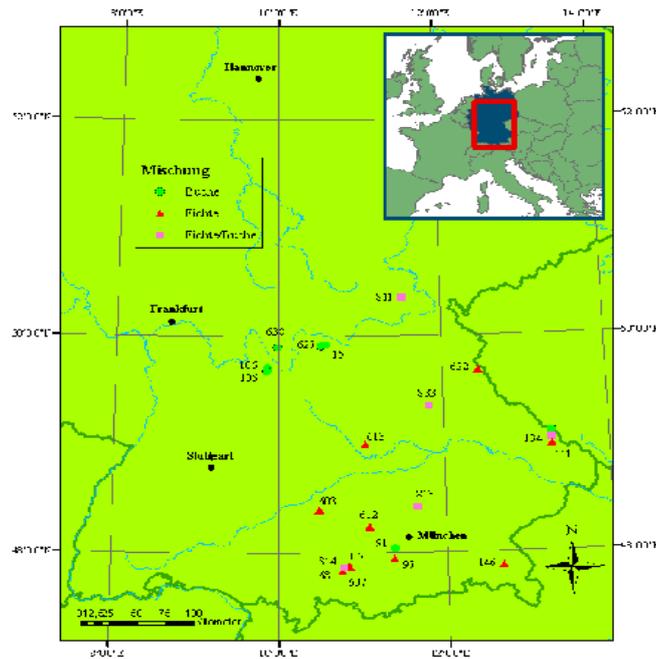


Abbildung 1: Geographische Lage der in die Analyse einbezogenen Versuche. Reinbestände aus Fichte bzw. Buche sind durch Dreiecke bzw. Kreise dargestellt. Fichten-Buchen-Mischbestände sind durch Vierecke symbolisiert.

Die Auswahl der Mischbestände beschränkte sich ausschließlich auf solche Versuche, bei denen beide Arten intensiv durchmischt sind. Gruppenmischungen wurden nicht berücksichtigt. Für alle Versuche lagen Messungen sowohl von Stamm- und Kronendimensionen als auch Einzelbaumpositionen vor. Messungen des Brusthöhendurchmessers, d , wurden mit Umfangmaßband durchgeführt. Jene der Baumhöhe, h , und des Kronenansatz, ka , erfolgten bis in die 1990er Jahre mit dem Höhenmessgerät nach Blume-Leiss und in den darauffolgenden Jahren mit dem Gerät Vertex. Als Kronenansatz wurde der unterste Primäraz angenommen. Folglich definiert sich die Kronenlänge als $kl = h - ka$. Die Kronenablotungen erfolgten mittels optischem Dachlot in acht Himmelsrichtungen (N, NO, ..., NW) und erlaubten die Berechnung des mittleren quadratischen Kronendurchmessers, kd , basierend auf der Gleichung $kd = 2 \times \sqrt{(N^2 + \dots + NW^2) / 8}$, wobei N, etc. der Kronenradius in Nordrichtung ist. Die Schirmfläche, s , ergab sich aus der Kreisfläche des mittleren Kronendurchmessers, kd , wobei $s = (kd^2 / 4) \times \pi$. Für alle Versuche lagen Einzelbaumpositionen vor, sodass eine räumlich-explizite Analyse der umgebenden Konkurrenz möglich ist. Eine Übersicht des Datenmaterials findet sich in Tabelle 1.

Tabelle 1: Merkmale der Versuche gesondert nach Baumarten und Mischung.

Merkmale	Reinbestände		Mischbestände	
	Fichte	Buche	Fichte	Buche
Versuche [N]	10	7	6	
Parzellen [N]	36	23	17	
Aufnahmen [N]	155	56	49	
Durchmesser [min - max]	2.6 - 88.8	4.7 - 110.4	7.1 - 83.9	4.5 - 69.8
Baumhöhe [min - max]	2.8 - 46.3	7.3 - 47.8	11.9 - 45.3	12.7 - 42.0
Kronenlänge [min - max]	1.0 - 25.7	3.1 - 31.9	4.8 - 27.3	4.9 - 33.3
sdi_{local} [min - max]	14 - 1167	22.6 - 1328	189 - 1192	94 - 1338

2.2 Quantifizierung der Konkurrenz

Entsprechend der räumlich erfassten Wuchskonstellation jedes Einzelbaums auf den Versuchsflächen lässt sich ein Konkurrenzmaß der seitlichen Einengung definieren. Die Analyse der Konkurrenzsituation erfolgte dabei innerhalb eines konzentrischen Kreises mit der Position des Baumes, k , als Mittelpunkt und dem Radius, r , der durch den Kronendurchmesser bestimmt wird. Entsprechend der Anwendung des baumgrößenabhängigen Kronendurchmessers wird berücksichtigt, dass sich der mittlere Abstand zum nächsten Nachbarn proportional zu dessen Stammdurchmesser verhält (ENQUIST et al. 2009). Der mittlere Kronendurchmesser errechnete sich in Anhalt an PRETZSCH und BIBER (2010). Die Quantifizierung der horizontalen Konkurrenz bzw. seitlichen Einengung des Baumes, k , basiert auf dem Konzept des stand density index (REINEKE 1933), definiert als $sdi_k = N_{\text{beo}} (25/d_q)^{\alpha_{N,dq}}$ und wird im Folgenden als sdi_{local} bezeichnet. Entsprechend der Formelnotation normiert der Index die Bestandesdichte auf einen mittleren Bezugsdurchmesser von 25 cm, wobei N_{beo} die tatsächliche Stammzahl und d_q der quadratische Mitteldurchmesser innerhalb des Einflussbereichs mit dem Radius, r , und $\alpha_{N,\bar{d}}$ der Allometrikoeffizient zwischen Stammzahl, N , und Mitteldurchmesser, \bar{d} , ist. Für die Berechnung des sdi_{local} wurde die verallgemeinerte Beziehung $\alpha_{N,\bar{d}} = -1.605$ nach Reineke (1933) angenommen.

2.3 Analyse der Baumallometrie

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

Vorliegende Arbeit nutzt die dem Pflanzenwachstum unterliegende allometrische Beziehung (Gleichung 1) zwischen verschiedenen Dimensionen und Organen, um den Zusammenhang zwischen strukturbeschreibenden Baumattributen (Durchmesser, Kronenlänge, Kronenschirmfläche) der Baumarten Fichte und Buche im Rein- und Mischbeständen quantitativ zu untersuchen. Die log-lineare Transformation (logarithmus naturalis) der allometrischen Grundgleichung ergibt:

$$\ln(y) = \ln(\beta_0) + \alpha_{y,x} \times \ln(x). \quad (1)$$

wobei y und x jeweils die Größe einer Baumdimension, $\alpha_{y,x}$ der Allometrikoeffizient und β_0 die Normalisierungskonstante. Gleichung 1 wurde entsprechend der Forschungsfrage derart erweitert, dass der Allometrikoeffizient $\alpha_{y,x}$ als eine Funktion von Konkurrenz und Nachbarbaumart ausgedrückt wurde.

$$\alpha_{y,x} = f(sdi_{\text{local}}, me_{\text{fi, bu}}) \quad (2)$$

Die umgebende Konkurrenz geht metrisch über den sdi_{local} (vgl. 2.2) in das Modell ein. Der Einfluss der Nachbarbaumart wird über die binäre Dummy-Variable $me_{\text{fi, bu}}$ erfasst und unterscheidet dabei, ob ein Baum im Reinbestand $me_{\text{fi, bu}} = 0$ bzw. im Mischbestand $me_{\text{fi, bu}} = 1$ erwachsen ist. Als Grundmodell der Analyse von Kronenlänge, kl , und Kronenschirmfläche, s , wurde ein log-lineares gemischtes Modell gewählt, um sowohl der geclusterten Datenstruktur als auch den autokorrelativen Effekten bedingt durch Mehrfachbeobachtungen am Einzelobjekt ‚Baum‘ Rechnung zu tragen. Die Integration von Gleichung 2 in das allometrische Grundmodell (Gleichung 1) ergibt:

$$\ln(y_{ijk}) = \beta + \alpha \times \ln(d_{ijk}) + \chi \times \ln(d_{ijk}) \times sdi_{\text{local } ijk} + \delta \times \ln(d_{ijk}) \times me_{\text{fi, bu } ijk} + b_i + b_{ij} + a_i \times \ln(d_{ijk}) + a_{ij} \times \ln(d_{ijk}) + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

mit y , abhängige Variable (hier: Kronenlänge bzw. Kronenschirmfläche); d , Durchmesser, sdi_{local} , horizontale Konkurrenz; $me_{fi, bu}$, dummy-kodierter Mischungseffekt; α , β , γ , δ , Regressionskoeffizienten; Index i , Versuch; Index j , Baum; Index k , Einzelbeobachtung von Baum j auf Versuch i ; b und a , zufällige Effekte auf Ebene i und ij ; ε_{ijk} , Zufallsfehler für Beobachtung k an Baum i auf Versuch j .

Für die Modellanpassung wurde die lmer Funktion des R-Pakets lme4 (Bates et al. 2011) angewendet. lmer bedient sich dabei der Methode REML (restricted maximum likelihood criterion) zur Schätzung der Varianzkomponenten. Alternativmodelle bezogen auf die Struktur der gemischten Effekte wurden anhand des Akaike's Information Criterion (AIC; Akaike 1974) und Schwarz's Information Criterion (BIC; Schwarz 1978) verglichen was schließlich zu dem finalen Modell (Gleichung 3) führte. Für die zufälligen Effekte a_i , a_{ij} , b_i und b_{ij} als auch den Zufallsfehler ε_{ijk} gilt die Annahme der Normalverteilung und Varianzgleichheit. Abbildung 2 zeigt einen Vergleich der vorhergesagten versus der beobachteten Werte. Für die gesamte Statistik wurde das Statistikpaket R 2.13 (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2011) verwendet.

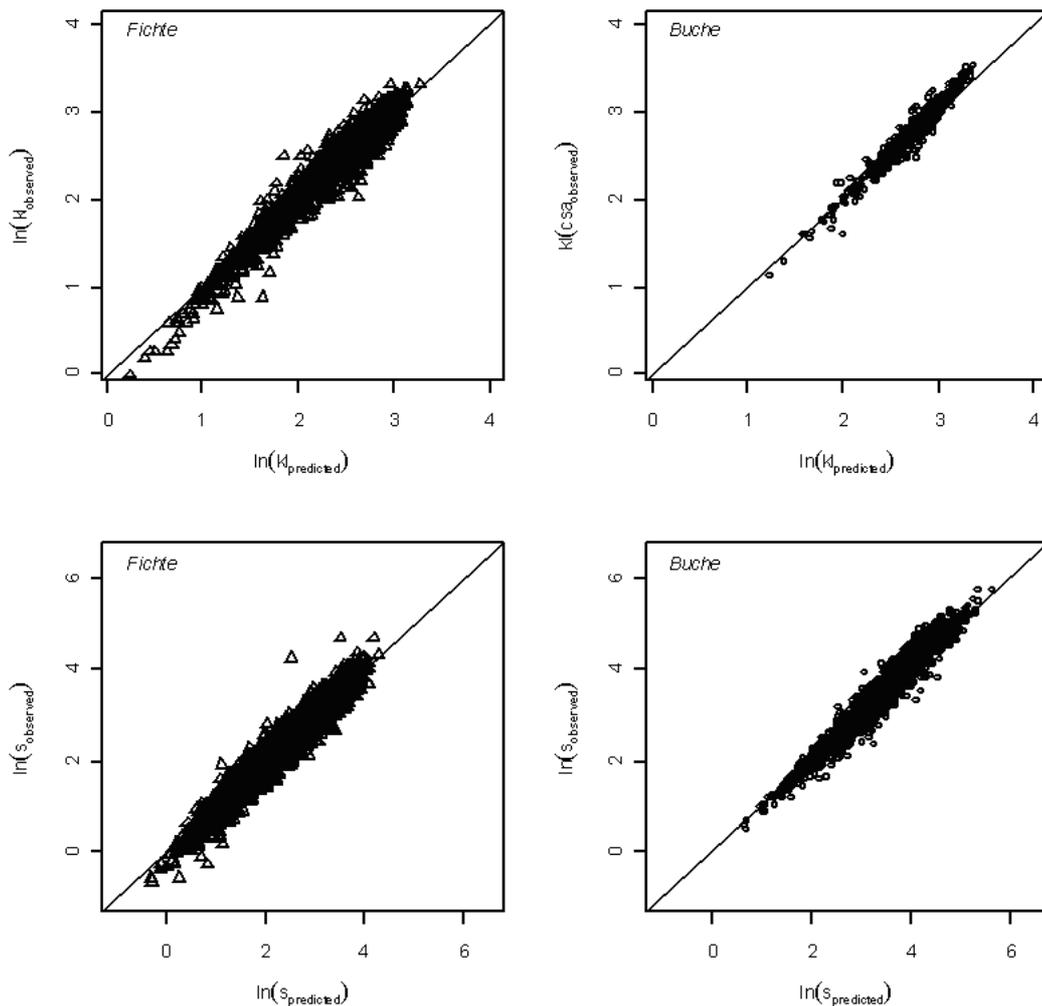


Abbildung 2: Goodness of fit für die angepassten Modelle der Kronenlänge, kl (oben) und Kronenschirmfläche, s (unten). Fichte ist mit Dreiecken, Buche mit Kreisen dargestellt.

3 Ergebnisse

Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen Kronenausdehnung und Stammdimension von Fichte und Buche in Rein- und Fichten-Buchen-Mischbeständen betrachtet. Die Kronenausdehnung differenziert sowohl zwischen vertikaler (Abschnitt 3.1) als auch horizontaler Ausprägung (Abschnitt 3.2). Es wird insbesondere geprüft, ob Unterschiede in der Formentwicklung auf Konkurrenz- und/oder Mischungseffekte zurückzuführen sind.

3.1 Zusammenhang zwischen Kronenlänge und Durchmesser in Abhängigkeit von Konkurrenz und Mischung

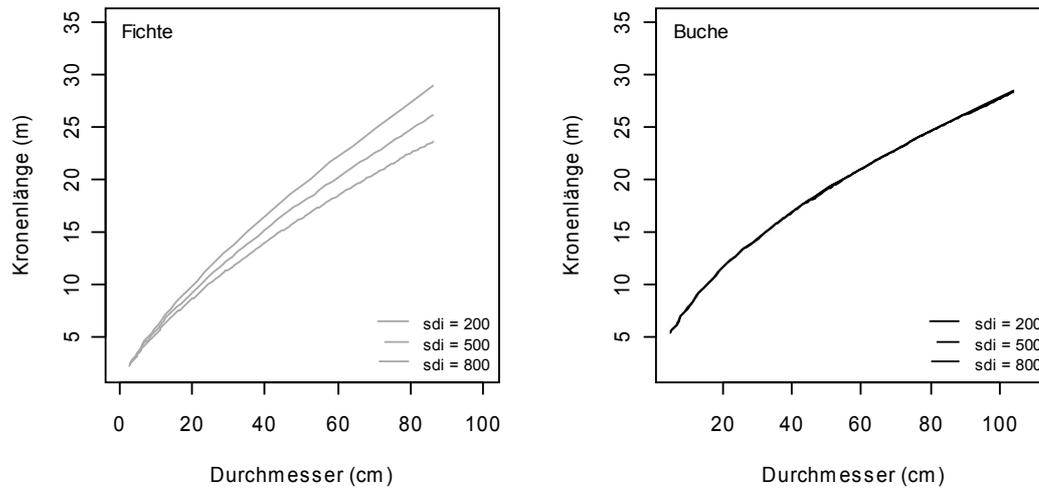


Abbildung 3: Funktioneller Zusammenhang zwischen Kronenlänge, kl , und Durchmesser, d , bei Fichte (links) und Buche (rechts) im Reinbestand in Abhängigkeit der Konkurrenz, sdi_{local} . Die Kurvenverläufe verwenden die Parameter β , α und χ (Tabelle 2).

Abbildung 3 zeigt den Zusammenhang zwischen Kronenlänge und Durchmesser und deren Abhängigkeit von der horizontalen Konkurrenz bei Fichte und Buche im Reinbestand. Die Kronenlänge beider Baumarten steigt mit zunehmender Stammdimension an, wobei die von der Konkurrenz unabhängige Zunahme je Änderung des Stammdurchmessers bei Fichte größer ist als bei Buche (vgl. Parameter α in Tabelle 2). Bezogen auf den Einfluss der Konkurrenz (Parameter χ in Tabelle 2) ist zu erkennen, dass Fichte mit einer signifikanten Änderungen reagiert, während Buche keine Abhängigkeit zeigt. Letzteres führt dazu, dass sich die Kronenlänge der Fichte unter Konkurrenz einfluss reduziert. Bezogen auf einen Stammdurchmesser von 40 cm ist dies gleichbedeutend mit einer Kronenlänge von 16.5 m bei sdi_{local} von 200 bis hin zu $kl = 14.0$ m bei $sdi_{local} = 800$. Dagegen erreicht Buche eine Kronenlänge von 16.9 m bei 40 cm Durchmesser unabhängig des sdi_{local} .

Tabelle 2: Statistik für das Modell der Schätzung der Kronenlänge in Abhängigkeit von Durchmesser, Konkurrenz und Mischung für Fichte und Buche.

Parameter	Variable	Fichte ^a		Buche ^b	
		$N_{Fichte}: 1826 (rein), 416 (misch)$		$N_{Buche}: 678 (rein), 280 (misch)$	
β ($\pm SE$)		0.104 (± 0.220)	$p < 0.001$	0.836 (± 0.185)	$p < 0.001$
α ($\pm SE$)	$\ln(d)$	0.748 (± 0.061)	$p < 0.001$	0.541 (± 0.048)	$p < 0.001$
χ ($\pm SE$)	$\ln(d) \times sdi$	$0.062 \cdot 10^{-3}$ ($\pm 0.009 \cdot 10^{-3}$)	$p < 0.001$	$-0,001 \cdot 10^{-3}$ ($\pm 0.013 \cdot 10^{-3}$)	$p > 0.05$
δ ($\pm SE$)	$\ln(d) \times me_{bu,fi}$	$0.895 \cdot 10^{-2}$ (± 0.010)	$p > 0.05$	0.022 (± 0.011)	$p < 0.05$

^a $a_i = N(0, \sigma_1^2 = 0.48)$, $a_{ij} = N(0, \sigma_2^2 = 0.46)$, $b_i = N(0, \sigma_3^2 = 0.04)$, $b_{ij} = N(0, \sigma_4^2 = 0.03)$, $\varepsilon_{ijk} = N(0, \sigma_5^2 = 0.02)$

^b $a_i = N(0, \sigma_1^2 = 0.27)$, $a_{ij} = N(0, \sigma_2^2 = 0.38)$, $b_i = N(0, \sigma_3^2 = 0.02)$, $b_{ij} = N(0, \sigma_4^2 = 0.02)$, $\varepsilon_{ijk} = N(0, \sigma_5^2 = 0.04)$

Unter Reinbestandverhältnissen erbringt der Einfluss der horizontalen Konkurrenz auf die vertikale Ausdehnung der Krone folglich einen signifikanten Einfluss bei Fichte, jedoch keinen Erklärungsbeitrag bei Buche. Rückt der Blick weiter zu möglichen Mischbestandseffekten auf die Skalierung zwischen Kronenlänge und Durchmesser, so zeigt sich folgendes Bild. Die auf analoge Baumdimension, d , und Konkurrenz einfluss, sdi_{local} , normierte Kronenlänge, kl , lässt bei Buche einen positiven Mischungseffekt erkennen, während interspezifische Interaktionen bei Fichte nur einen tendenziell positiven Einfluss ($p > 0.05$) ausüben (Parameter δ , Tabelle 2). Abbildung 4 legt diesen Effekt durch die nach oben verlagerte (gestrichelte) Kurve der Buche im Mischbestand im Vergleich zum (durchgezogenen) Verlauf der Kronenlänge innerhalb der Reinbestände bei eingesetzter Konkurrenz von $sdi_{local} =$

500 dar. Wieder bezogen auf einen Stammdurchmesser von 40 cm und $sdi_{local} = 500$ erbringt der Mischungseffekt einen mittleren Anstieg der Kronenlänge von 16.9 m auf 18.4 m im Falle der Buche.

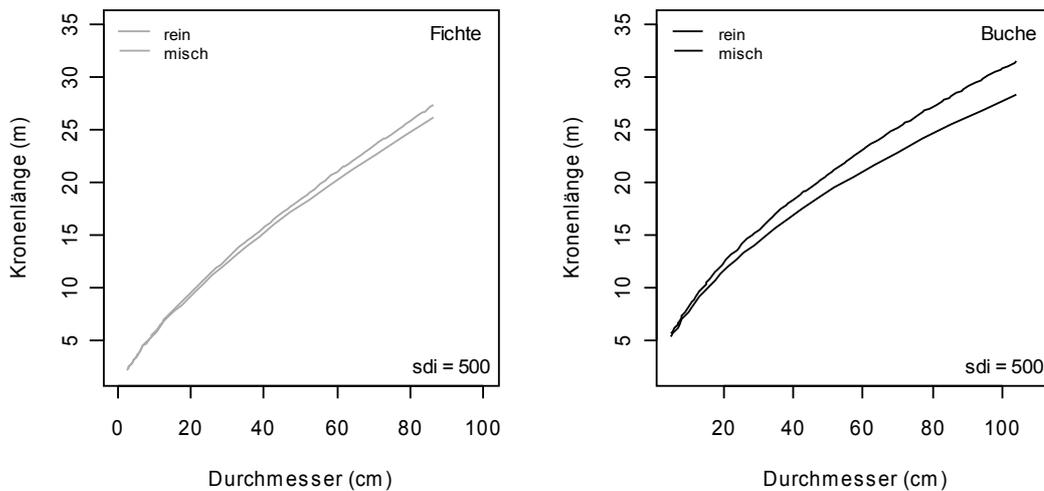


Abbildung 4: Kronenlängen-Durchmesser-Allometrie bei Fichte (links) und Buche (rechts) im Rein- und Mischbestand. Für die Darstellung wurde eine mittlere Konkurrenz von $sdi_{local} = 500$ ins Modell (Gleichung 3, Tabelle 2) eingesetzt.

In direktem Zusammenhang mit der absoluten Veränderung der Kronenlänge steht die relative Formentwicklung der Baumkrone quantitativ beschrieben durch den Allometriekoeffizient $\alpha_{kl,d}$. Durch Umformung von Gleichung 3 erhält man $\alpha_{kl,d} = \alpha + \chi \times sdi_{local} + \delta \times me_{fi, bu}$. Dabei drückt $\alpha_{kl,d}$ die prozentuale Änderung der Kronenlänge bei 1%igem Durchmesserzuwachs aus. Dieser verdeutlicht, inwieweit Konkurrenz und Mischung auf den Allokationsschlüssel zwischen Kronenlänge und Durchmesser einwirken (vgl. Abbildung 7).

Zusammengefasst erbringt die Analyse, dass die Veränderung der Kronenlänge von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand im Falle der Fichte im Wesentlichen auf Konkurrenzeffekte und bei Buche auf interspezifische Interaktionseffekte zurückzuführen ist.

3.2 Zusammenhang zwischen Kronenschirmfläche und Durchmesser in Abhängigkeit von Konkurrenz und Mischung

Der vorige Abschnitt beschäftigte sich mit dem Einfluss von Konkurrenz und Baumartenmischung auf die vertikale Kronenmorphologie, die Kronenlänge. Eine weitere wichtige strukturbeschreibende Dimension der Baumkrone stellt die horizontalen Ausdehnung dar, auch als Kronenschirmfläche bezeichnet.

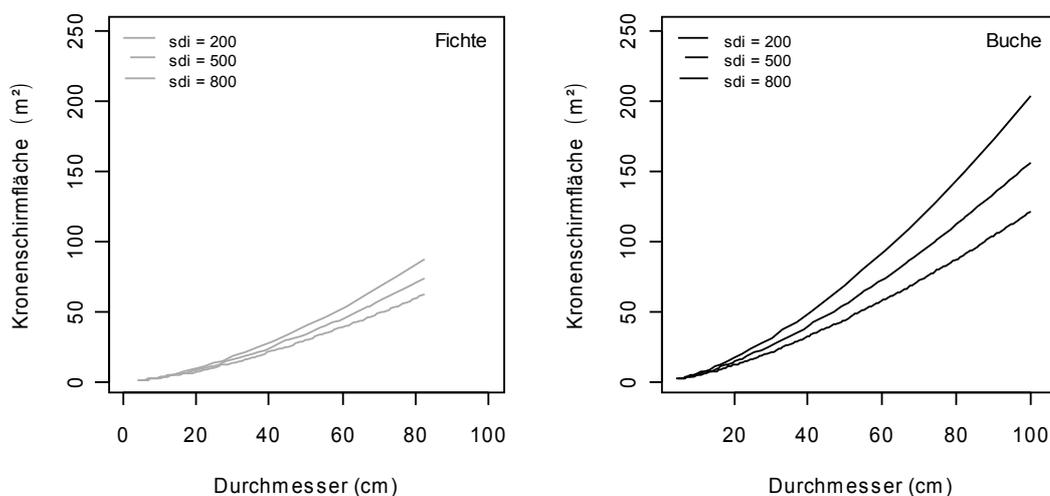


Abbildung 5: Funktioneller Zusammenhang zwischen Kronenschirmfläche, s , und Durchmesser, d , bei Fichte (links) und Buche (rechts) im Reinbestand in Abhängigkeit der Konkurrenz, sdi_{local} . Die Kurvenverläufe verwenden die Parameter β , α und χ (Tabelle 3).

Abbildung 5 zeigt zunächst die Wirkung von Konkurrenz auf die Skalierung zwischen Kronenschirmfläche und Stammdimension im Reinbestand. Die Ergebnisse lassen erkennen, dass beide Baumarten variabel hinsichtlich ihrer horizontalen Kronengröße auf umgebende Konkurrenz reagieren. Allgemein nimmt die Kronenschirmfläche mit Anstieg des sdi_{local} bei analoger Stammdimension ab. Dabei zeigt sich weiter, dass Buche weitaus plastischer auf Konkurrenz reagiert, was sich im Betrag des Parameters χ (Tabelle 3) widerspiegelt. Letzterer drückt sich in der Schichtung der Kurvenverläufe für unterschiedliche Kokurrenzausprägungen aus (Abbildung 4). Die Zunahme der Konkurrenz von sdi_{local} 200 auf 500 bis 800 bei einem Stammdurchmesser von 40 cm führt zu einer Reduktion der Kronenschirmfläche von 27.8 m² auf 24.1 m² bis hin zu 21.0 m² bei Fichte und 48.9 m², 39.7 m² und 32.2 m² bei Buche. In relativen Zahlen ausgedrückt, kommt dies mit einer Abnahme von 24 % (Fichte) und 34 % (Buche) bei einem Anstieg des sdi_{local} von 200 auf 800 gleich.

Tabelle 3: Statistik für das Modell der Schätzung der Kronenschirmfläche in Abhängigkeit von Durchmesser, Konkurrenz und Mischung für Fichte und Buche.

Parameter	Variable	Fichte ^a		Buche ^b	
		$N_{Fichte}: 4232 (rein), 925 (misch)$		$N_{Buche}: 1977 (rein), 833 (misch)$	
β (\pm SE)		-2.523 (\pm 0.200)	$p < 0.001$	-1.853 (\pm 0.329)	$p < 0.001$
α (\pm SE)	$\ln(d)$	1.610 (\pm 0.049)	$p < 0.001$	1.595 (\pm 0.092)	$p < 0.001$
χ (\pm SE)	$\ln(d) \times sdi$	$-0.126 \cdot 10^{-3}$ ($\pm 0.010 \cdot 10^{-3}$)	$p < 0.001$	$-0.189 \cdot 10^{-3}$ ($\pm 0.015 \cdot 10^{-3}$)	$p < 0.001$
δ (\pm SE)	$\ln(d) \times me_{bu,fi}$	$-0.208 \cdot 10^{-1}$ ($\pm 0.993 \cdot 10^{-2}$)	$p < 0.05$	$0.586 \cdot 10^{-1}$ (± 0.018)	$p < 0.01$

^a $a_i = N(0, \sigma_1^2 = 0.50)$, $a_{ij} = N(0, \sigma_2^2 = 0.59)$, $b_i = N(0, \sigma_3^2 = 0.03)$, $b_{ij} = N(0, \sigma_4^2 = 0.04)$, $\varepsilon_{ijk} = N(0, \sigma_5^2 = 0.05)$

^b $a_i = N(0, \sigma_1^2 = 1.11)$, $a_{ij} = N(0, \sigma_2^2 = 1.33)$, $b_i = N(0, \sigma_3^2 = 0.09)$, $b_{ij} = N(0, \sigma_4^2 = 0.07)$, $\varepsilon_{ijk} = N(0, \sigma_5^2 = 0.06)$

Das in Tabelle 3 zusammengefasste Modell zur Schätzung der Kronenschirmfläche (Gleichung 3) belegt quantitativ, dass ein Teil der Streuung mit der einwirkenden Konkurrenz erklärt werden kann. Daneben liefert die Wechselwirkung zwischen $\ln(d)$ und $me_{fi, bu}$ bei beiden Baumarten einen zusätzlichen Beitrag. Abbildung 6 lässt erkennen, dass bei beiden Baumarten eine signifikante Abhängigkeit der Kronenschirmflächengröße von der Rein- bzw. Mischzugehörigkeit $me_{fi, bu}$ oder anders ausgedrückt, von intra- bzw. interspezifischen Bauminteraktionen besteht. Beide Baumarten reagieren dabei gegensätzlich in ihrer Kronenschirmfläche. Während sich bei der Mischung von Fichte mit Buche im Vergleich zur Baumart im Reinbestand eine Reduktion ergibt, zeigt Buche eine Zunahme der Kronenschirmfläche im Mischbestand. Das Zusammenwirken von Konkurrenz und interspezifischer Wuchskonstellation drückt sich im Allometrikoeffizient $\alpha_{s,d} = \alpha + \chi \times sdi_{local} + \delta \times me_{fi, bu}$ aus (vgl. Abbildung 7). Im Mischbestand ist $\alpha_{s,d}$ bei Fichte unabhängig der Konkurrenz um -0.02 reduziert und bei Buche um +0.06 erhöht. Parameter δ (Tabelle 3) ist direkt als Prozentwert bezogen auf eine Änderung im Durchmesser um 1 % zu interpretieren. Letzterer führt dazu, dass Fichte und Buche im Mischbestand bei einem Durchmesser von 40 cm und Konkurrenz von $sdi_{local} = 500$ eine Kronenschirmfläche von 24.1 m² bzw. 49.2 m² zeigen, während jene im Reinbestand nur 22.4 m² bzw. 39.7 m² beträgt.

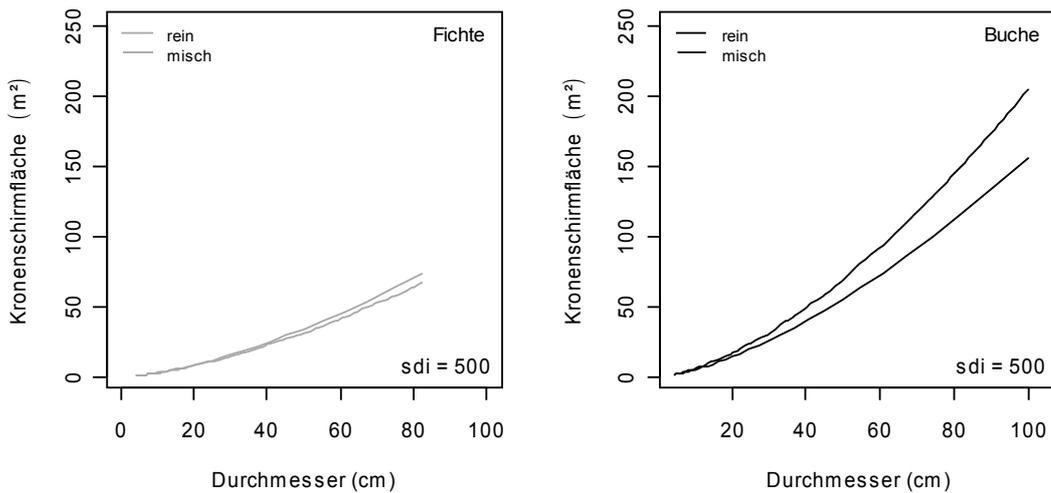
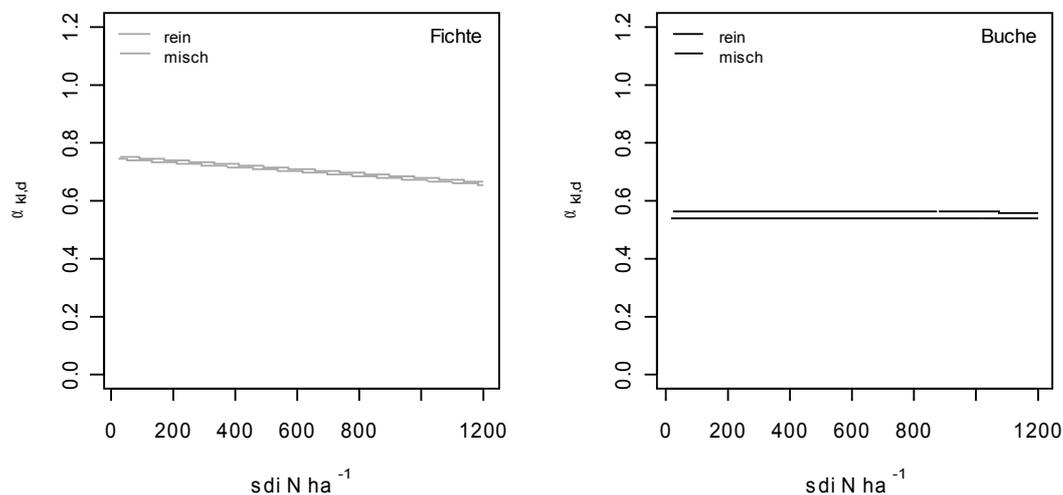


Abbildung 6: Kronenschirmflächen-Durchmesser-Allometrie bei Fichte (links) und Buche (rechts) im Rein- und Mischbestand. Für die Darstellung wurde eine mittlere Konkurrenz von $sdi_{local} = 500$ ins Modell (Gleichung 3, Tabelle 3) eingesetzt.

4. Diskussion und Schlussfolgerung

Plastizität der Baumkrone und Abweichung von allgemeinen Skalierungsgesetzen

Die artspezifische Raumbesetzung kommt in der strukturellen Kronenallometrie zum Ausdruck. West et al. (1999) und Enquist et al. (2009) postulieren verallgemeinerbare, artübergreifende Allometriegesetze. Kernstück der metabolischen Skalierung ist die 3/4-Skalierung zwischen Blattfläche, la , und oberirdischer Pflanzenmasse, w , $la \propto w^{3/4}$ als Resultat fraktaler innerer Leitungsbahnen (WEST et al. 1999). Die strukturellen Größenbeziehungen der Baumkrone sind als $\alpha_{kl,d} = 2/3$ und $\alpha_{s,d} = 4/3$ zwischen Kronenlänge, kl , Stammdurchmesser, d und Kronenschirmfläche, s , definiert und liegen auf einer konstanten Trajektorie. Um die metabolische 3/4-Skalierung auf den pflanzenindividuellen Wuchsraum und damit auf eine raumbeschreibende morphologische Pflanzenebene zu übertragen, lässt sich nach WEST et al. 2009 das Kronenvolumen, kv , als Trägersystem der Photosyntheseorgane mit der Blattfläche, la , gleichsetzen ($la \propto kv$). Der Zusammenhang zwischen stabiler Wuchsraumbesetzung und festen ein- bzw. zweidimensionalen Skalierungsexponenten steht jedoch im scheinbaren Widerspruch dazu, dass Pflanzen in ihrer Entwicklungsdynamik plastisch auf Konkurrenz reagieren und je nach Wuchskonstellation schmale, lange bzw. weit ausladende, kurze Kronen ausbilden. Daraus wird ersichtlich, welcher Stellenwert der Kronenlänge und der Kronenschirmfläche zukommt, spannen sie doch das Kronenvolumen in horizontaler und vertikaler Richtung auf. Die aufgezeigten Befunde relativieren somit die Annahmen der MST (ENQUIST et al. 2009; WEST et al. 2009) einer konstanten Skalierung zwischen strukturellen Baumattributen. Die Ergebnisse hinsichtlich der Kronenformentwicklung in vertikale und horizontale Richtung und deren Abhängigkeit von Konkurrenz und interspezifischen Bauminteraktionen sind graphisch in Abbildung 7 zusammengefasst.



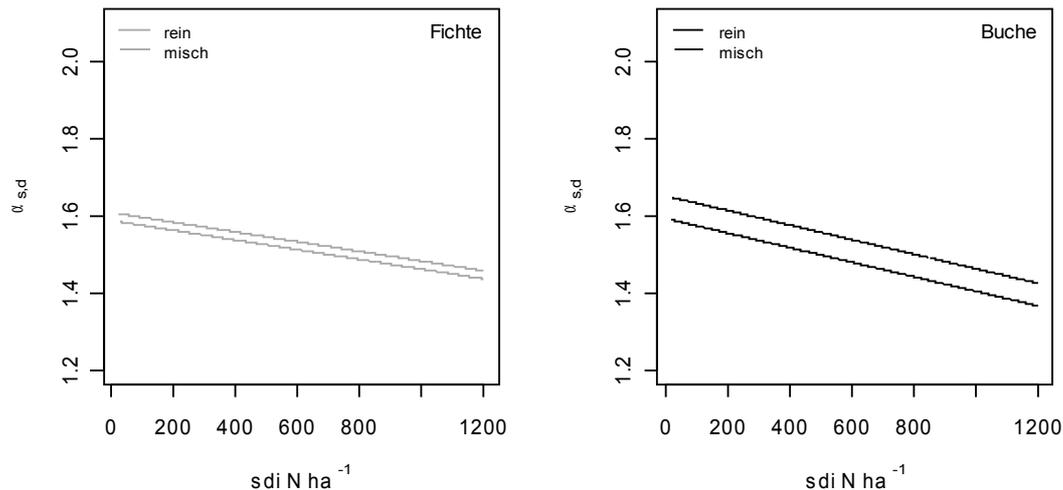


Abbildung 7: Wirkung von Konkurrenz, sdi_{local} , und Mischung auf den Allometrikoeffizient $\alpha_{kl,d}$ (oben) und $\alpha_{s,d}$ (unten) bei Fichte (links) und Buche (rechts). Die Allometrikoeffizienten ergeben sich aus $\alpha_{kl,d} = \alpha + \chi \times sdi_{local} + \delta \times me_{bu,fi}$ (Tabelle 2) bzw. $\alpha_{s,d} = \alpha + \chi \times sdi_{local} + \delta \times me_{bu,fi}$ (Tabelle 3).

Zunächst artunabhängig, jedoch mit Ausnahme von $\alpha_{kl,d}$ bei Buche, zeigt sich eine mit zunehmender Konkurrenz abnehmende Investition in die Baumkrone. Der Einfluss der Baumartenmischung erbringt dagegen artspezifische Muster. Während die Beimischung von Buche zu Fichte auf Kosten der horizontalen Expansion geht, profitiert Buche im Mischbestand sowohl in horizontaler als auch vertikaler Richtung, was im Anstieg sowohl von $\alpha_{kl,d}$ als auch $\alpha_{s,d}$ zum Ausdruck kommt. Letztere Reaktionen sind quantitativ durch den Term $\delta \times me_{bu,fi}$ (Tabelle 2, 3) erfasst. Demnach wird für beide Baumarten eine erhebliche Variation zwischen ein- und zweidimensionalen Kronendimensionen nachgewiesen. Die Variabilität der Kronenformentwicklung kann als Plastizität der Krone interpretiert werden, die notwendig ist, um das Trägersystem der Blattfläche konstant zu halten (PRETZSCH et al. 2011).

Relevanz für Fitness, Konkurrenzfähigkeit und Produktivität von Mischbeständen

Kronenexpansion ist für einen Baum von mehrfachem Nutzen. Direkt wird seine Stellung um die limitierte Ressource der einfallenden Strahlung verbessert, indirekt erlangt er Wettbewerbsvorteile durch Verdrängung bzw. Behinderung von Konkurrenten oder krautiger Begleitvegetation. Beide Effekte beeinflussen die Produktivität positiv im Vergleich zu dessen Konkurrenten und tragen folglich zu einer Maximierung der Fitness bei (Pretzsch 2009).

Innerhalb von Mischbeständen kommen die Kronenmorphologie beeinflussende interspezifische Interaktionseffekte, geprägt durch Konkurrenz und Facilitation, hinzu (CALLAWAY und WALKER, 1997). Die vorliegende Arbeit erbringt für Fichte eine im Mischbestand reduzierte Kronenexpansion in horizontaler Richtung. Diese Reduktion bei gleichbleibendem Stammdurchmesser kann als Effizienzvorteil hinsichtlich der Raumausnutzung bei der Fichte in Mischung mit der offensichtlich konkurrenzstärkeren Buche interpretiert werden (PRETZSCH und SCHÜTZE 2009, STERBA 1999). KENNEL (1965) führt die Steigerung der Wuchseffizienz im Wesentlichen darauf zurück, dass die Fichte im Mischbestand überwiegend eine herrschende Position einnimmt. Der Konkurrenzvorteil der Buche – invers im Sinne von Kely (1992) und Vandermeer (1989) formuliert – die Konkurrenzreduktion kommt dadurch zum Ausdruck, dass längere als auch breitere Baumkronen ausgebildet werden. Demnach stellt die Buche selber den größten Konkurrenten der Buche dar. Mit anderen Worten, intra- und interspezifische Konkurrenz unterscheiden sich in ihrer Qualität. Die Buche vermag damit ihre ohnehin vorhandene Fähigkeit der effizienten Besetzung des Bestandesraums nochmals zu steigern (Pretzsch und Schütze 2005). Neben interspezifischen Interaktionseffekten kommen Effekte des in Mischbeständen veränderten Strahlungshaushaltes (LYR et al. 1992, OTTO 1992) hinzu, die die Kronenmorphologie zusätzlich beeinflussen.

Die hier aufgezeigten Befunde von Konkurrenzreduktionseffekten in Mischbeständen decken sich mit Untersuchungen von PRETZSCH und BIBER (2005) zur Selbstausdünnung innerhalb von Waldbeständen, wonach Buche in Reinbeständen die steilste Stammzahl-Durchmesser-Abnahme zeigt (Buche > Fichte > Kiefer > Eiche). Eine hohe Selbstausdünnung ist dabei mit einer geringen Selbsttoleranz (ZEIDE 1985) gleichzusetzen. PRETZSCH und BIBER (2005) führen weiter aus, dass sich diese Verhältnisse in Mischbeständen umkehren, sodass Buche < Fichte < Kiefer < Eiche. Analog dazu erbringen Ergebnisse von PRETZSCH und SCHÜTZE (2005) eine

Reduktion der Selbstausdünnung von Buche in Mischung mit Fichte um 10 %, dagegen steigt jene der Fichte um 50 %. Eine erhöhte Fähigkeit zur Kronenexpansion und Raumbesetzung bei intraspezifischen Wuchskonstellationen (z. B. Buche) gewährleistet dergleichen im Mischbestand, während eine geringe Effizienz der Raumbesetzung im Reinbestand sich unter Mischbestandsverhältnissen fortsetzt (z. B. Fichte). Die dargelegten Ergebnisse belegen damit welche Bedeutung Untersuchungen zur strukturellen Kronenallometrie für die Konkurrenzfähigkeit und den Erfolg einer Baumart im Rein- und Mischbestand zukommt. Zusätzlich erbringen sie einen Erklärungswert für Produktivitätssteigerungen in Mischbeständen, in denen die Fichte und Buche beteiligt sind (KENNEL 1965, ROTHE 1997, PRETZSCH und SCHÜTZE 2009, PRETZSCH et al. 2010).

Konsequenzen für die Modellierung der Einzelbaumkonkurrenz in Mischbeständen

Frühere publizierte Arbeiten konnten nachweisen, dass die Baumartenmischung von Fichte und Buche die Kronen- bzw. Standraumeffizienz von Fichte, folglich den auf den Wuchsraum bezogenen Zuwachs, signifikant steigert, während bei Buche in erster Linie die Effizienz der Raumbesetzung steigt (PRETZSCH und SCHÜTZE 2005, 2009). Vorliegende Arbeit erbringt zusätzlich eine durch Mischung bedingte Veränderung von Konkurrenzprozessen einhergehend mit Änderungen der Kronenmorphologie im Mischbestand. Diese Interaktionen führen zu multiplikativen anstelle von reinen additiven Mischungseffekten und erfordern Berücksichtigung und Neuparametrierung von Reinbestandwuchsmodellen, wenn diese für Mischbestände Anwendung finden sollen. Bei den meisten Einzelbaumwuchsmodellen (z.B. PRETZSCH et al. 2002, NAGEL et al. 2006), die den Ansatz des ‚potential modifier‘ Ansatz verfolgen, bedarf ein Anstieg der Wuchseffizienz einer Anpassung der ‚modifier‘-Funktion. Die art- und Mischungsspezifische Veränderung der Kronenmorphologie verbunden mit möglichen Überschneidungen oder Verflechtungen der Baumkronen ziehen eine Anpassung der Konkurrenzalgorithmen nach sich, da diese mit Zuwachs- und Mortalitätsprozessen rückkoppeln. Demnach modifizieren interspezifische Bauminteraktionen die drei wichtigen Aspekte der Bestandesdynamik – potentielle Zuwachsrate, räumliche Struktur und deren Reduktionseffekt auf den Zuwachs (z.B. Baumabstand, Kronengröße, etc.) und Bestandesdichte – und erfordern Berücksichtigung für aktuelle und zukünftige Wuchsmodelle.

5 Zusammenfassung

Im Mittelpunkt des Aufsatzes steht die Frage, wie sich Baumallokation, -form und -struktur von Fichte und Buche durch intra- und interspezifische Konkurrenz verändern. Von besonderem Interesse ist dabei, inwieweit interspezifische Konkurrenzeffekte die vertikale und horizontale Kronenform beeinflussen. Beide Proportionen sind von großer Bedeutung, da sie die Baumkrone aufspannen. Die Form und Entwicklung der Krone wird durch die allometrische Grundgleichung $y = \beta_0 x^{\alpha_{y,x}}$ analysiert, wodurch sowohl Unterschiede in der Individualentwicklung als auch in der absoluten Ausprägung quantitativ beschrieben werden. Das Untersuchungsmaterial bilden langfristige Versuche aus Bayern, die ein breites Spektrum an Stamm- und Kronendimensionen abdecken.

Konkurrenz führt bei beiden Baumarten zu Allometrieänderungen der Baumkrone. Es zeigt sich, dass je nach betrachtetem Zusammenhang die Einflüsse der Konkurrenz durch Mischungseffekte überlagert werden. Buche profitiert durch Baumartenmischung v.a. von Konkurrenzreduktion durch die Fichte, indem sowohl die Kronenexpansion in horizontaler als auch vertikaler Ausprägung steigt. Für die Fichte trifft Gegenteiliges zu. Während bei der Skalierung zwischen Kronenlänge und Durchmesser kein Mischungseffekt nachzuweisen ist, führen interspezifische Interaktionen zu einer Reduktion der horizontalen Kronengröße.

Die Ergebnisse unterstreichen, dass Analysen des Kronenexpansionsvermögens zur Ursachenanalyse von Mischungseffekten beitragen.

6 Danksagung

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

7 Literatur

- AKAIKE, H.: A new look at the statistical identification model. IEEE Trans Automat Control 19(2): 716–723, 1974
 ASSMANN, E.: Waldtragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. München, Bonn, Wien: BLV Verlagsgesellschaft, 490 S., 1961

- CALLAWAY, R.M., WALKER, L.R.: Competition and facilitation: a synthetic approach to interactions in plant communities. *Ecology* 78(7): 1958-1965, 1997
- COTTA VON H.: Anweisung zum Waldbau. Amoldische Buchhandlung Dresden, 1828
- ENQUIST, B.J., WEST, G.B., BROWN, J.H.: Extensions and evaluations of a general quantitative theory of forest structure and dynamics. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106, 7046–7051, 2009
- HARTIG, G.L.: Anweisung zur Holzzucht für Förster. Neue Akademische Buchhandlung, Marburg, 1791
- HARTIG, G.L.: Anweisung zur Taxation und Beschreibung der Forste. Heyer, Gießen, 1804
- KELTY, M. J.: Comparative productivity of monocultures and mixed stands. In: Kelty, M. J., Larson, B. C., Oliver, C. D. (Hrsg.): *The ecology and silviculture of mixed-species forests*. Kluwer, Dordrecht, 125–141, 2001
- KENNEL, R.: Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 136:149–161, 173–189, 1965
- LYR, H., POLSTER, H., FIEDLER, H.J.: *Gehölzphysiologie*. VEB Gustav Fischer Verlag, Jena, 1992
- METTIN C.: Betriebswirtschaftliche und ökologische Zusammenhänge zwischen Standortskraft und Leistung in Fichtenreinbeständen und Fichten/Buchen-Mischbeständen. *AFZ* 40: 803-810, 1985
- NAGEL, J., DUDA, H., HANSEN, J.: Forest Simulator BWINPro7. *Forst und Holz* 61(10): 427-429, 2006
- NIKLAS, K.J.: Plant allometry. The scaling of form and process. Univ. of Chicago Press, Chicago, 1994
- OLSTHOORN, A.F.M., BARTELINK, H.H., GARDINER, J.J., PRETZSCH, H., HEKHUIS, H.J., FRANC, A.: *Management of mixed-species forest: silviculture and economics*. IBN Scientific Contributions, 1999
- OTTO H.-J.: *Waldökologie*. UTB für Wissenschaft, Eugen Ulmer, Stuttgart, 1994
- PETRI, H.: Versuch einer standortgerechten, waldbaulichen und wirtschaftlichen Standraumregelung von Buchen-Fichten-Mischbeständen. *Mitt. a. d. Landesforstverw. Rhld.-Pfalz, zugleich Mitt. a. d. Koblenz*, Nr. 13, Bd. 1, 145 S., 1966
- PRETZSCH H., BIBER P.: A re-evaluation of Reineke's rule and Stand Density Index. *Forest Science* 51: 304-320, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: Crown allometry and growing space efficiency of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.) in pure and mixed stands. *Plant Biology* 7: 628-639, 2005
- PRETZSCH H., SCHÜTZE G.: Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: Evidence on stand level and explanation on individual tree level. *European Journal of Forest Research* 128: 183-204, 2009
- PRETZSCH, H., BIBER, P., DURSKY, J.: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *For. Ecol. Manage.* 162: 3-21, 2002
- PRETZSCH, H., BIBER, P.: Size-symmetric versus size-asymmetric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in Central Europe. *Can. J. For. Res.* 40: 370-38, 2010
- PRETZSCH, H., BLOCK, J., DIELER, J., HOANG HONG, P., KOHNLE, U., NAGEL, J., SPELLMANN, H., ZINGG, A.: Comparison between the productivity of pure and mixed stands of Norway spruce and European beech along an ecological gradient. *Annals of Forest Science*, accepted, 2010
- PRETZSCH, H., MATTHEW, C., DIELER J.: Allometry of tree crown structure. Relevance for space occupation at the individual plant level and for self-thinning at the stand level. *Ecological Studies*, accepted, 2011
- PRETZSCH, H.: *Forest dynamics, growth and yield. From measurement to model*. Springer, Berlin, 2009
- PRUVES, D.W., LICHSTEIN, J.W., PACALA, S.W.: Crown plasticity and competition for canopy space: A new spatially implicit model parameterized for 250 North American tree species. *Plos ONE* 9:1-11, 2007
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna Austria. ISBN: 3-900051-07-0. <http://www.R-project.org>, 2011
- REINEKE, L. H.: Perfecting a stand density index for even-aged forests. *Forest Science* 37:574-592, 1933
- RICHARDS, A. E., FORRESTER, D. I., BAUHAUS, J., SCHERER-LORENZEN, M.: The influence of mixed tree plantations on the nutrition of individual species: a review. *Tree Physiology* 30(9): 1192-1208, 2005
- ROTHE, A.: Einfluss des Baumartenanteils auf Durchwurzelung, Wasserhaushalt, Stoffhaushalt und Zuwachsleistung eines Fichten-Buchen-Mischbestandes am Standort Höglwald. *Forstliche Forschungsberichte München* 163, 174 S., 1997
- SCHERER-LORENZEN, M., KÖRNER, C., SCHULZE, E.-D.: *Forest diversity and function*. *Ecol Studies* 176, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, 399 p, 2005
- SCHWARZ, G.: Estimating the dimension of a model. *Anal Stat* 6:461–464, 1978
- STERBA, H.: 20 Jahre Zielstärkennutzung in der „Hirschlacke“, *Stift Schlägl. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 170(9): 170 - 175, 1999
- THORPE, H.C., ASTRUP, R., TROWBRIDGE, A., COATES, K.D.: Competition and trees crowns: A neighborhood analysis of three boreal tree species. *Forest Ecology and Management* 259: 1586-1596, 2010
- VANDERMEER, J.: *The ecology of intercropping*, Cambridge University Press, UK, 237 p., 1989
- WEST, G.B., BROWN, J.H., ENQUIST, B.J.: A general model for the structure and allometry of plant vascular systems. *Nature* 400: 664-667, 1999
- WEST, G.B., ENQUIST, B.J., BROWN, J.H.: A general quantitative theory of forest structure and dynamics, *Proceedings of the National Academy of Sciences* 106(17): 7040-7045, 2009

- WIEDEMANN, E.: Der gleichaltrige Fichten-Buchen-Mischbestand. Mitteilungen aus der Forstwirtschaft und Forstwissenschaft 13, 1–88, 1942
- ZEIDE, B.: Tolerance and self-tolerance of trees. Forest Ecology and Management 13(3-4): 149-166, 1985

Vergleich der Produktivität von Rein- und Mischbeständen aus Eiche und Buche entlang eines ökologischen Gradienten

Hans Pretzsch

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität München

1 Einleitung

Analysiert wird die Produktivität von Rein- und Mischbeständen aus Eiche und Buche, die in der Vergangenheit, der Gegenwart und angesichts der Klimaänderung auch in der Zukunft in Mitteleuropa von großer Bedeutung sein werden. Ohne Einfluss des Menschen dürften Eiche und Buche über 2/3 der mitteleuropäischen Waldbedeckung ausmachen, anthropogen bedingt sind es gegenwärtig aber weniger als ein Drittel. Veränderungen hin zu einem trockeneren und wärmeren Klima dürften die beiden Baumarten wegen ihrer ökologischen Passfähigkeit wirtschaftlich weiter aufwerten.

In vielen Teilen Europas kämen Eiche und Buche unter natürlichen Bedingungen nicht nur in Reinbeständen, sondern auch in Mischung vor (MAYER 1984). Während das Produktionsoptimum beider Arten sehr ähnlich ist und auf fruchtbaren, gut wasserversorgten Standorten im milden Klimabereich liegt, ist ihr ökologisches Optimum deutlich unterschiedlich. Aufgrund ihrer überlegenen Fitness in einer breiten ökologischen Amplitude würde die Buche die Eiche ohne Einfluss des Menschen auf sehr trockene Standorte, sehr feuchte Standorte und Standorte mit niedrigen Wintertemperaturen und Spätfrösten zurückdrängen. Die Stieleiche würde insbesondere auf ausgesprochen feuchte und saure Standorte reduziert, die Traubeneiche auf trockene und saure Standorte. Eichen-Buchenbestände würden unter natürlichen Bedingungen im Übergangsbereich von nährstoffreich/frisch zu sauer/trocken vorkommen, also dort, wo sich die ökologischen Nischen von Buche und Eiche überlappen.

Angesichts der großen Bedeutung als natürliche, potentielle Vegetation und der vermutlich künftig weiter steigenden praktischen Bedeutung infolge von Klimaänderungen ist der Wissensstand über die Produktivität von Eichen-Buchen-Mischbeständen im Vergleich zu Reinbeständen dieser Arten ausgesprochen gering. Sowohl auf Bestandesebene (ASSMANN 1961, WIEDEMANN 1942, 1951), als auch auf Einzelbaumbene (HEIN und DHÔTE 2006, JONARD et al. 2008, ANDRÉ et al. 2008) wurden Eiche und Buche im Rein- und Mischbestand zwar wiederholt auf ausgewählten Standorten in ihrer Struktur, Dynamik und in ihrer Produktivität im Rein- und Mischbestand analysiert. Bisher fehlt aber eine gründliche Analyse der Mischungseffekte in Abhängigkeit von den Standortbedingungen (SCHERER-LORENZEN 2005). Ob, in welcher Größenordnung und auf welchen Standorten Mischbestände mehr oder weniger produzieren als Reinbestände aus Eiche und Buche ist aber von größter Bedeutung, sowohl für die reguläre Forstwirtschaft unter gegenwärtigen Bedingungen als auch für eine standörtlich fundierte Planung der Baumartenzusammensetzung unter künftigen Klimabedingungen.

Für die vorliegende Auswertung wurden umfangreiche Datensätze von langfristigen Versuchsflächen in Rein- und Mischbeständen aus Eiche und Buche zusammengetragen, weil erst durch die zusammenfassende, standortübergreifende Analyse etwaige Zusammenhänge zwischen Standort und Mischungseffekt aufgedeckt werden können. Im einzelnen wurden Daten aus dem langfristigen ertragskundlichen Versuchswesen in Bayern zusammengetragen, Versuchsflächen die von der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt in Göttingen unter Beobachtung gehalten werden, sowie wertvolle Datensätze der Versuchsanstalten in Trippstadt/Rheinland Pfalz, Freiburg/Baden-Württemberg, Birmensdorf/Schweiz und Warschau/Polen. Viele der einbezogenen Mischbestandsversuche sind seit dem ausgehenden 19. Jahrhundert unter Beobachtung; die meisten der Versuchsflächen wurden bisher noch nicht für die systematische Analyse von Mischungseffekten verwendet. Im Einzelnen wird analysiert (i) wie die Produktivität von Eichen-Buchen-Mischbeständen im Vergleich zu benachbarten Reinbeständen dieser Baumarten abschneidet, und (ii) wie etwaige Mischungseffekte zwischen den Baumarten (insbesondere Mehr- und Minderzuwachs) von den Standortbedingungen abhängen.

2 Material und Methoden

Material

Zur Beantwortung der Frage, wie Mischungseffekte mit den Standortbedingungen zusammenhängen, wurde ein Datensatz von 37 Mischbestandsversuchen zusammengetragen, der folgendes breite Standortspektrum abdeckt: die 37 Mischbestandsanlagen reichen von 54° 15' N im norddeutschen Diluvium bis zu 46° 52' N im Schweizer Jura. Am weitesten im Westen bei 6° 36' O liegen Experimente im Devon nahe der französischen Grenze. Die am weitesten östlich gelegenen Flächen bei 14° 43' O liegen im Quartär in Nordpolen. Die unterschiedlichen geologischen Ausgangsbedingungen der Experimente gewährleisteten ein breites Spektrum von Bodenfruchtbarkeit, das von nährstoffarmen trockenen diluvialen Sanden bis zu ausgesprochen nährstoffreichen und frischen Lösslehmen reicht. Die Versuchsflächen liegen in einer Höhenlage von 30–585 Meter über NN, die mittlere Jahrestemperatur reicht von 6,0 – 9,3° C und der mittlere jährliche Niederschlag von 550 - 1.120 mm. Im Einzelnen handelt es sich um die Mischbestandsversuche bei (von Norden nach Süden): Barlohe, Trittau, Gryfino, Chojna, Ankum, Hochstift, Herborn, Schlüchtern, Lahnstein, Jossgrund, Schweinfurt, Lohr, Trier, Rothenbuch, Soonwald, Rohrbrunn, Ebrach, Waldbrunn, Bad Mergentheim, Schöntal, Fischbach, Kelheim, Winterthur, Winznau, Gunzgen, Neuendorf, Boudry, Galmiz, Greng und Concise.

Seit der Gründung des Vereins Deutscher Forstlicher Versuchsanstalten im Jahr 1872 und der IUFRO im Jahre 1892 arbeiten europäische Forschungsinstitutionen bei der Versuchsanlage, der Versuchsauswertung und Ergebnisdarstellung nach gemeinsamen Standards. Vorliegende Auswertung ist ein weiteres Ergebnis der Kooperation zwischen verschiedenen Forschungsinstitutionen im Sinne des im Jahre 1872 gegründeten Vereins Deutscher Forstlicher Versuchsanstalten. Der Mehrwert der gemeinsamen Auswertung liegt darin, dass Versuchsflächendaten über ein breites Spektrum von ökologischen Ausgangsbedingungen, Standortqualitäten und Klimabedingungen zusammengeführt wird. Hierdurch lassen sich Zusammenhänge zwischen Standortbedingungen und Zuwachs ableiten, wie sie sich aus separaten Auswertungen einzelner Institutionen, die zwangsläufig immer nur ein enges Standortspektrum abdecken können, nicht ableiten lassen. Die vorliegenden Daten gehen aus Versuchsanlagen und Aufnahmen hervor, die über mehrere Generationen zurückreichen; ohne solche kontinuierlichen und langfristigen Vorarbeiten wäre die vorliegende Auswertung nicht möglich. Viele der in die Auswertung einbezogenen Daten wurden bisher nur auszugsweise publiziert, eine zusammenfassende Auswertung gab es bisher überhaupt noch nicht.

Für die weiterführende Auswertung wurden jeweils Tripletten gebildet, also Datensätze, die Zustands- und Zuwachsdaten von Eiche und Buche im Reinbestand und entsprechende Daten für einen benachbarten Mischbestand liefern. Insgesamt kamen 37 Versuchsflächen zusammen, aus denen 65 Tripletten gebildet werden können. Es resultierten daraus Zuwachs- und Zustandsdaten von insgesamt 525 Aufnahmeperioden, die den Zeitraum von 1890 bis 2011 abdecken. Die Versuche repräsentieren ein breites Spektrum von frischen bis trockenen und sauren bis alkalischen Standorten. Die Mischungsanteile zwischen Eiche und Buche betragen, auf die Trockenmasse bezogen 0,05 bis 0,95 bzw. zwischen Buche und Eiche 0,95 bis 0,05. Die Behandlung der Versuchspartellen reicht von undurchforsteten über mäßig durchforstete bis stark durchforstete Versuchspartellen. Für die Vergleiche wurden jeweils ähnlich behandelte Partellen zu Tripletten zusammengefügt. In solchen Fällen, wenn zwar eine oder mehrere Mischpartellen vorhanden waren, aber die entsprechenden Reinbestände als Referenz fehlten, wurden nach Möglichkeit geeignete Partellen benachbarter Durchforstungsversuche der entsprechenden Baumarten als Referenz verwendet.

Abbildung 1 (links) gibt eine Übersicht über die Höhenwuchsleistung bzw. die periodischen Volumenzuwächse auf den Reinbestandsflächen, die im Folgenden als Referenz für die Quantifizierung von Mischungseffekten eingesetzt werden. Es ist erkennbar, dass die Eiche ein breites Spektrum von Höhenwuchsleistung im Alter 100 abdeckt, das von 20 m bis etwa 35 m reicht. Die Buche schwankt noch weiter, nämlich zwischen 20 m und 45 m. Damit deutet sich eine ausgesprochen breite Variation der Standortbedingungen an, die durch die Volumenzuwächse weiter bestätigt wird (Abbildung 1, rechts). Die periodischen Volumenzuwächse reichen bei der Eiche von 1 bis 15 m³ pro ha und Jahr und bei der Buche von 1 bis 25 m³ pro ha und Jahr. Im Durchschnitt (in Klammer: Standardfehler) beträgt der mittlere periodische Volumenzuwachs auf den Partellen im Eichenreinbestand 7.81 (± 0.16) m³ ha⁻¹ Jahr⁻¹, bei der Buche 10.42 (± 0.26) m³ ha⁻¹ Jahr⁻¹. Im Mittel ist die Buche der Eiche sowohl in der Höhenwuchsleistung als auch im Volumenzuwachs deutlich überlegen.

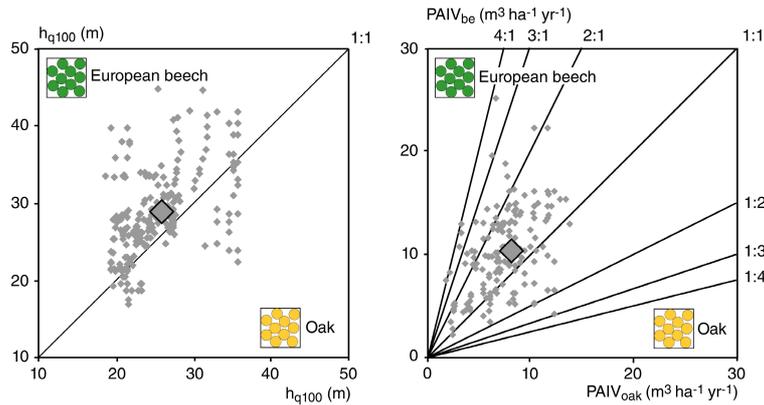


Abbildung 1: Übersicht über das Höhenwachstum (links) und den laufenden periodischen Volumenzuwachs (rechts) von Eiche und Buche in den Reinbeständen, die als Referenz für das Wachstum beider Baumarten in den benachbarten Mischbeständen verwendet werden. Dargestellt ist die Leistung der Buche über der Leistung der Eiche; jeder Punkt repräsentiert einen Versuch zu einem gegebenen Aufnahmezeitpunkt. Bei Gleichheit der Leistung von Eiche und Buche würden die Punkte auf der Winkelhalbierenden liegen. Die eingezeichneten Strahlen mit den angegebenen Verhältnissen (4:1, 3:1 usw.) bezeichnen das Abschneiden der Buche im Vergleich zur Eiche. Das mittlere Leistungsverhältnis ist durch die eingezeichneten Rauten abzulesen.

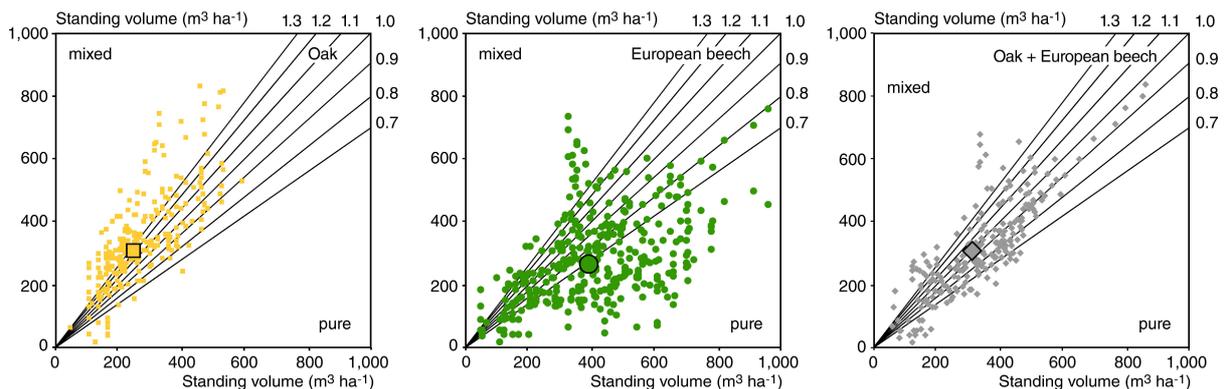


Abbildung 2: Stehender Vorrat von Eiche (links), Buche (Mitte), Eiche/Buche (rechts) im Mischbestand im Vergleich zu den Erwartungswerten im Reinbestand. Die eingezeichneten Strahlen verdeutlichen das Abschneiden des Mischbestandes im Vergleich zum Reinbestand. Das mittlere Abschneiden des Vorrates im Reinbestand im Vergleich zum Mischbestand ist durch Rechteck (Eiche), Kreis (Buche) und Raute (Eiche/Buche) hervorgehoben.

Abbildung 2 zeigt die Bevorratung der Mischbestände im Vergleich zum Reinbestand. Bei der Eiche liegt der im Mischbestand beobachtete Vorrat von $316 (\pm 9.43) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ deutlich über dem erwarteten von $255 (\pm 6.70) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$. Bei der Buche liegen die Verhältnisse mit $264 (\pm 6.70) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ gegenüber $393 (\pm 8.60) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ andersherum. Das erbringt auf Bestandesebene keine signifikanten Unterschiede im Vorrat zwischen Rein- und Mischbestand; im Eichen-Buchen-Mischbestand wurden im Durchschnitt $295 (\pm 9.95) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ gemessen und auf der Grundlage der benachbarten Reinbestände wären mit $309 (\pm 9.50) \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ ähnlich hohe Vorräte zu erwarten. Abbildung 3 zeigt, dass der Mitteldurchmesser im Misch- und Reinbestand nahe beieinander liegen, während der Durchmesser der Buche im Mischbestand deutlich geringer ist als im Reinbestand. Der Mitteldurchmesser der Eiche beträgt im Mischbestand $33.20 (\pm 0.81) \text{ cm}$ und im Reinbestand $32.59 (\pm 0.72) \text{ cm}$. Bei der Buche wurden im Mischbestand durchschnittlich $19.88 (\pm 0.57) \text{ cm}$ gemessen und im Reinbestand mit $32.41 (\pm 0.67) \text{ cm}$ deutlich dickere Bäume.

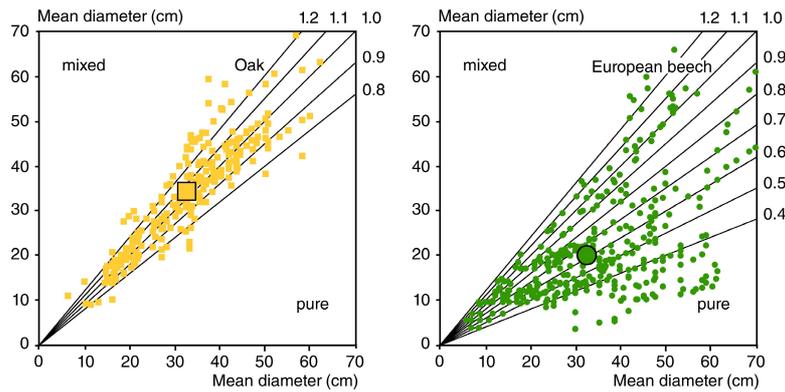


Abbildung 3: Mitteldurchmesser von Eiche (links) und Buche (rechts) im Mischbestand gegenüber den entsprechenden Mitteldurchmessern im Reinbestand. Das mittlere Abschneiden des Mitteldurchmessers im Mischbestand gegenüber dem Reinbestand ist durch das große Quadrat (Eiche) bzw. den Kreis (Buche) hervorgehoben.

Methoden

HARPER (1977) und KELTY (1992) verwenden Kreuzdiagramme für die Diagnose von Mischungseffekten, wie sie in Abbildung 4 dargestellt sind. Da die Ergebnisse der folgenden Analysen anhand von solchen Kreuzdiagrammen veranschaulicht werden, seien diese kurz erläutert. Die linke Ordinate im Kreuzdiagramm repräsentiert die relative Produktivität von Art 1, die rechte Ordinate die relative Produktivität von Art 2. Die Abszisse beschreibt den Mischungsanteil. Bei neutralen Mischungsreaktionen würde die Produktivität des Mischbestandes insgesamt der horizontalen 1.0-Linie folgen. Die Produktivität von Baumart 1 würde sich durch die von links nach rechts fallende gestrichelte Gerade abbilden lassen, die Produktivität von Baumart 2 durch die von links nach rechts ansteigende gestrichelte Gerade. In solche Kreuzdiagramme werden dann die beobachteten Produktivitäten auf Bestandesebene differenziert nach Baumart 1 und 2 eingetragen.

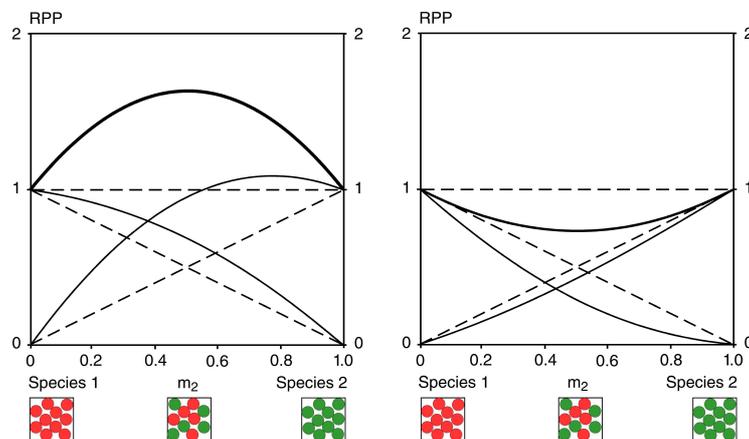


Abbildung 4: Kreuzdiagramme für die Visualisierung von Mischungseffekten nach Harper (1977) und Kelty (1992). Die Kreuzdiagramme veranschaulichen, wie in Zwei-Arten-Mischbeständen der Mischbestand insgesamt und die einzelnen Arten für sich betrachtet in Relation zu den benachbarten Reinbeständen abschneiden. So können auf der linken Abbildung sowohl auf Artenebene als auch für den Bestand insgesamt positive Mischungseffekte mit Mehrzuwächsen auf Bestandesebene von über 50 % abgelesen werden. Die rechte Grafik zeigt dagegen sowohl auf Bestandesebene als auch auf Artenebene negative Mischungseffekte, die insbesondere durch Produktivitätseinbußen der Art 1 ausgelöst werden (RPP steht für relative Produktivität, siehe folgender Abschnitt).

In Abbildung 4 repräsentieren die oberen fett durchgezogenen Kurven die relativen Produktivitäten auf Bestandesebene (beider Baumarten insgesamt). Die dünn durchgezogenen Kurven im unteren Bereich der Kreuzdiagramme repräsentieren die relativen Produktivitäten von Baumart 1 (von links nach rechts fallende Kurve) bzw. von Baumart 2 (von links nach rechts ansteigende Kurve). Je nachdem, ob die entsprechenden beobachteten Punkte bzw. Kurven die Referenzlinien über- oder unterschreiten liegt ein Mehr- bzw. Minderzuwachs vor. Im

linken Beispiel liegt die Produktivität auf Bestandesebene im Mischbestand um 50 bis 60 % über den Erwartungswerten des Reinbestandes, sofern die Arten in einer Mischung von 0.5 : 0.5 kombiniert werden. Die unteren Kurven repräsentieren den Beitrag der einzelnen Arten zu diesem Mehrzuwachs. Sie zeigen, dass Art 1, aber noch mehr Art 2 zu diesem Mehrzuwachs auf Bestandesebene beiträgt. Die Mischung fördert also sowohl die Produktivität von Baumart 1 als auch jene von Baumart 2, sodass eine wechselseitige Facilitation (gleichbedeutend mit Mutualismus) vorliegt. Im rechten Beispiel liegt die Produktivität sowohl auf Bestandesebene insgesamt, als auch die Produktivität der beteiligten Baumarten separat betrachtet, jeweils unter den Referenzwerten. Damit liegt Minderzuwachs vor, der einen Antagonismus zwischen beiden Baumarten indiziert.

Im Folgenden werden die relativen Produktivitäten auf den beobachteten Versuchsflächen jeweils über den Mischungsanteilen in solche Kreuzdiagramme eingetragen. Damit ergeben sich zunächst Punktwolken in den Kreuzdiagrammen, die dann regressionsanalytisch ausgeglichen werden und in ähnlichen Kurven münden, wie sie auf Abbildung 4 schematisch dargestellt sind. Die numerische Auswertung der Mischungsreaktionen folgt der Nomenklatur, wie sie bei einer ähnlich gelagerten Untersuchung in Fichten-Buchen-Mischbeständen entwickelt wurde (PRETZSCH et al. 2010). Für das Verständnis der folgenden Auswertung werden nur folgende Produktivitätsmaße relevant, die hier kurz erläutert werden:

Erstens werden die Werte $RPP_{1,(2)}$ und $RPP_{(1),2}$ verwendet, die den Beitrag von Baumart 1 bzw. Baumart 2 zur relativen Produktivität charakterisieren. Diese RPP-Werte ergeben sich durch Division der Produktivitätsanteile der Arten im Mischbestand ($pp_{1,(2)}$ bzw. $pp_{(1),2}$) durch die Produktivität dieser Art im benachbarten Reinbestand ($RPP_{1,(2)} = pp_{1,(2)}/p_1$ bzw. $RPP_{(1),2} = pp_{(1),2}/p_2$). Mit $pp_{1,(2)}$ bzw. $pp_{(1),2}$ werden die Produktivitätsanteile der zwei Baumarten im Mischbestand bezeichnet; die Produktivität des Mischbestandes insgesamt beträgt $p_{1,2} = pp_{1,(2)} + pp_{(1),2}$. Der RPP-Wert für den Mischbestand insgesamt ergibt sich als Summe der RPP-Werte der beiden Baumarten: $RPP_{1,2} = RPP_{1,(2)} + RPP_{(1),2}$.

Zweitens findet die relative Produktivität der beteiligten Baumarten RP, hochgerechnet auf die Einheitsfläche von einem ha, Verwendung. Sie wird quantifiziert, indem die Produktivitätsanteile von Baumart 1 bzw. Baumart 2 unter Verwendung ihrer Mischungsanteile auf den ha hochgerechnet werden ($RP_{1,(2)} = pp_{1,(2)}/(m_1 \times p_1)$ bzw. $RP_{(1),2} = pp_{(1),2}/(m_2 \times p_2)$). Die Mischungsanteile ergeben sich aus den Anteilen des Biomassevorrates auf Bestandesebene ($m_1 = W_1/(W_1 + W_2)$ usw.).

Drittens wird die relative Produktivität des Mischbestandes insgesamt berechnet. Sie ergibt sich aus der beobachteten Produktivität des Mischbestandes ($p_{1,2} = pp_{1,(2)} + pp_{(1),2}$) dividiert durch die erwartete Produktivität des Mischbestandes ($\hat{p}_{1,2} = m_1 \times p_1 + m_2 \times p_2$) als $RP_{1,2} = p_{1,2}/\hat{p}_{1,2}$. Für die Berechnung der erwarteten Produktivität des Mischbestandes wird die Linearkombination aus der Produktivität der benachbarten Reinbestände und ihrer Mischungsanteile gebildet ($\hat{p}_{1,2} = m_1 \times p_1 + m_2 \times p_2$). Die folgende Gleichung zeigt, wie aus den artspezifischen relativen Produktivitäten $RPP_{1,(2)}$ und $RPP_{(1),2}$ durch Gewichtung mit der Produktivität der Reinbestände (p_1, p_2) und mit den artspezifischen Mischungsanteilen (m_1, m_2) die relative Produktivität auf Bestandesebene hervorgeht:

$$RP_{1,2} = RPP_{1,(2)} \times [p_1/p_1 \times m_1 + p_2 \times m_2] + RPP_{(1),2} \times [p_2/p_1 \times m_1 + p_2 \times m_2] = \\ = pp_{1,(2)} + pp_{(1),2}/p_1 \times m_1 + p_2 \times m_2 .$$

Da sowohl die Raumdichten von Eiche und Buche sehr ähnlich sind (KNIGGE und SCHULZ 1966) als auch die Expansionsfaktoren, mit denen vom Stammvolumen auf das oberirdische Gesamtvolumen hochgerechnet werden könnte (BURSCHEL et al. 1993, GRUNDNER und SCHWAPPACH 1952), erfolgt die folgende Analyse auf der Grundlage der Volumenzuwächse. Das kann bei in der spezifischen Dichte des Holzes und der Biomasseallokation so ähnlichen Baumarten wie Eiche und Buche so gehandhabt werden, nicht aber bei Baumarten, die sich in Raumdichte oder Kronenallometrie so deutlich unterscheiden wie z. B. Fichte und Buche oder Lärche und Tanne. Dass die Auswertung ohne Hochrechnung auf Trockenmasse erfolgt, hat den Vorteil, dass alle folgenden Analysen nur gut abgesicherte Messdaten verwenden und ohne Hochskalierung und damit verbundenen weiteren Annahmen auskommen.

3 Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse des Vergleiches zwischen der Produktivität von Eiche und Buche im Mischbestand gegenüber dem Reinbestand anhand von Kreuzdiagrammen (vgl. Abbildung 4) dargestellt. In einem ersten Schritt wird die mittlere Mischungsreaktion für Eiche, Buche und den Mischbestand insgesamt analysiert. In einem zweiten Schritt wird geprüft, inwieweit die aufgedeckten Mischungsreaktionen (Mehr- und Minderzuwächse) von den Standortbedingungen (indiziert durch die Mittelhöhe von Eiche und Buche im Alter 100 in m) modifiziert werden.

3.1 Mittlere Mischungsreaktion von Eiche und Buche im Mischbestand im Vergleich zu benachbarten Reinbeständen

Abbildung 5 zeigt den Zusammenhang zwischen dem relativen Zuwachs der Eiche im Mischbestand im Vergleich zum Reinbestand. Es ist zu erkennen, dass der Großteil der eingetragenen Punkte über den Erwartungswerten für neutrale Mischungsreaktion liegt (fallende Gerade vom Punkt (1|1) zum Punkt (0|0)). Bei der Buche ist diese positive Mischungsreaktion weniger deutlich ausgeprägt. Etwa die Hälfte der eingetragenen Punkte (jeder Punkt repräsentiert eine Versuchsparzelle zu einem gegebenen Aufnahmezeitpunkt) liegt oberhalb bzw. unterhalb der Referenzlinie (steigende Gerade vom Punkt (0|1) zum Punkt (1|1)). Die Punktwolken werden mit einem einfachen nicht-linearen Modell ausgeglichen, das so aufgebaut ist, dass die erzeugten Kurven immer durch die Punkte (1|1) und (0|1) bei Eiche und durch die Punkte (0|0) und (1|1) bei Buche verlaufen. Für die Baumart Eiche ergibt sich das Modell

$$RPP_{oak,(be)} = m_{oak} \times (1 + 0,827 \times m_{be}) \quad (1)$$

$n = 297$, $R^2 = 0,38$, $p < 0,001$,

bei der Baumart Buche das Modell

$$RPP_{(oak),be} = m_{be} \times (1 + 0,363 \times m_{oak}) \quad (2)$$

$n = 464$, $R^2 = 0,33$, $p < 0,001$.

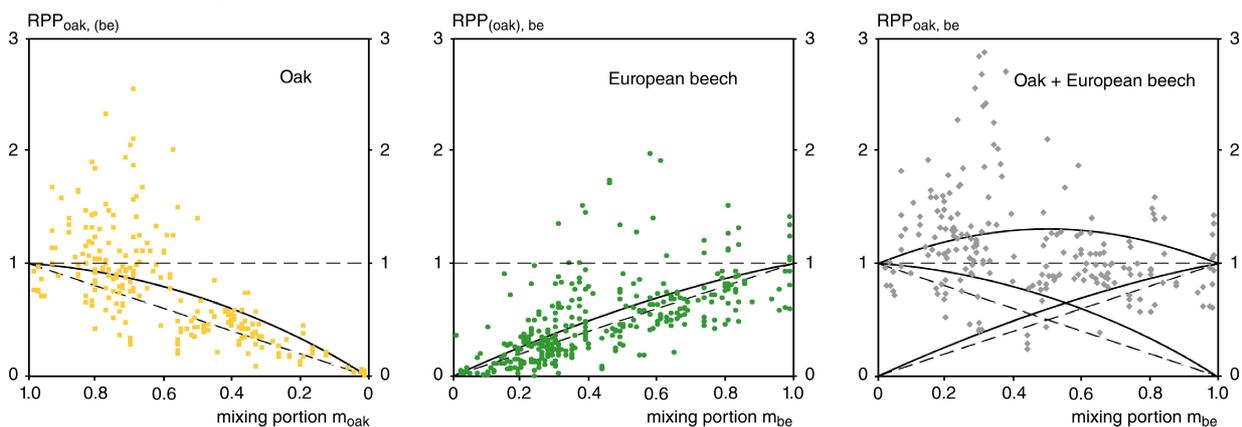


Abbildung 5: Relative Produktivität von Eiche (links), Buche (Mitte) und Mischbestand insgesamt (rechts) in Abhängigkeit vom Mischungsanteil. Die Punktwolken veranschaulichen die Mischungsreaktionen für jede einzelne einbezogene Zuwachsperiode. Durch die eingezeichneten Kurven wird die regressionsanalytisch ausgeglichene mittlere Mischungsreaktion verdeutlicht. Zur Erklärung der gestrichelten Referenzlinien siehe Abbildung 4 (Variablenbezeichnung RPP im Text).

In Abbildung 5 sind die Kurvenverläufe als durchgezogene Linie eingetragen. Sie lassen erkennen, dass die durchschnittliche Mischungsreaktion bei der Eiche deutlich positiver ist als bei der Buche; die (von unten betrachtet) konkave Wölbung wird bei der Eiche durch einen Regressionskoeffizienten von 0,827, bei der Buche von nur 0,363 erzeugt. Regressionskoeffizienten von 0 würden eine neutrale Mischungsreaktion anzeigen. In beiden Fällen sind die Regressionskoeffizienten positiv und signifikant von 0 verschieden. Durch Kombination der artspezifischen Reaktionsmuster

$$RPP_{oak,be} = RPP_{oak,(be)} + RPP_{(oak),be} \quad (3)$$

ergibt sich die auf Abbildung 5 (rechts) dargestellte Gesamtreaktion (obere fett ausgezogene konkave Kurve). Die Gesamtkurve auf Bestandesebene ergibt sich durch einfache Addition der beiden artspezifischen Mischungsreaktion. Die Kombination aus der deutlich positiven Mischungsreaktion der Eiche und der leicht positiven Reaktion der Buche ergibt über alle Versuchsfelder im Durchschnitt eine deutlich positive Mischungsreaktion auf Bestandesebene. Eiche und Buche scheinen sich im Mittel positiv zu beeinflussen, sodass von wechselseitiger Facilitation, d. h. Mutualismus zwischen den beiden Baumarten auszugehen ist.

3.2 Mischungsreaktionen von Eiche und Buche in Abhängigkeit von den Standortbedingungen

Ein Teil der beträchtlichen Streuung der Produktivitätswerte um die auf Abbildung 5 dargestellten Mittellinien wird im Folgenden durch die Standortbedingungen erklärt. Insgesamt ist der Erklärungsbeitrag der Standortbedingungen eher gering, in allen Fällen aber statistisch signifikant. Die Standortbedingungen werden durch die Mittelhöhe der Baumarten Eiche und Buche im Alter 100 charakterisiert. Grundlage bilden die Höhenmessungen auf den Referenzflächen im Reinbestand. Diese werden deshalb herangezogen, weil die Höhe in den Mischbeständen stärker durch Behandlung und Konkurrenz beeinflusst erscheint und weniger geeignet für die Indizierung der standörtlichen Leistungsfähigkeit ist. Die in Abschnitt 3.1 dargestellten statistischen Analysen und bisher nur vom Mischungsanteil abhängigen Modellansätze werden durch die Kovariable Höhenbonität der Eiche bzw. Höhenbonität der Buche im Reinbestand im Alter 100 erweitert. Nach Anpassung an die Daten ergibt sich für die Eiche das Modell

$$RPP_{\text{oak,(be)}} = m_{\text{oak}} \times (1 + 4,685 \times m_{\text{be}} - 0,145 \times m_{\text{be}} \times hq_{\text{oak}}) \quad (4)$$

$n = 296, R^2 = 0,46, p < 0,01.$

Für die Buche resultiert

$$RPP_{(\text{oak}),\text{be}} = m_{\text{be}} \times (1 + 4,033 \times m_{\text{oak}} - 0,122 \times m_{\text{oak}} \times hq_{\text{be}}) \quad (5)$$

$n = 428, R^2 = 0,37, p < 0,01.$

Die Ergebnisse dieser statistischen Analyse sind auf Abbildung 6 grafisch dargestellt. Dort ist zu erkennen, dass bei beiden Baumarten eine signifikante Abhängigkeit der Mischungsreaktion von der Höhenbonität besteht. Je ungünstiger die Standortbedingungen, desto günstiger wirkt sich die Mischung von Eiche mit Buche bzw. Buche mit Eiche auf die Produktivität aus. Der Bonitätseffekt ist in beiden Fällen statistisch signifikant und führt zu erheblichen Produktivitätsunterschieden. Beispielsweise leisten Eiche und Buche im Mischbestand bei einer Bonität von 20 m im Alter 100 mehr als im Reinbestand, d. h. es kommt zu „transgressiveoveryielding“ (PRETZSCH 2009). Dagegen leisten beide Arten bei einer Höhenbonität von etwa 30 m im Alter 100 ähnlich viel wie im Reinbestand. Steigt die Höhenbonität weiter an, so kommt es z. B. bei Höhenbonitäten von 40 m im Alter 100 bei beiden Baumarten zu deutlichen Zuwachsverlusten im Vergleich zum Mischbestand („transgressive underyielding“).

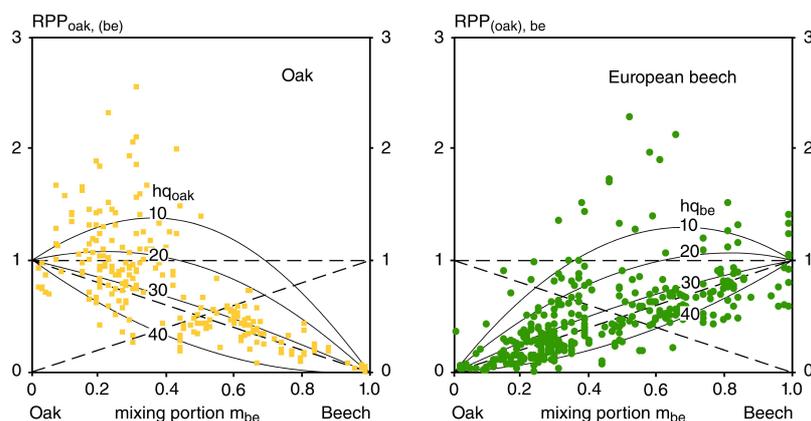


Abbildung 6: Relative Produktivität von Eiche (links) und Buche (rechts) im Mischbestand im Vergleich zum benachbarten Reinbestand. Eingezeichnet sind die Zuwachsbefunde für alle einbezogenen Versuchsflächen bzw. Aufnahmeperioden (Punkte). Die eingezeichneten Kurven zeigen die Mischungsreaktion in Abhängigkeit von der Mittelhöhe im Alter 100 an (durchgezogene Linien mit Beschriftung $hq = 10, 20, 30, 40$ m). Zur Erklärung der eingezeichneten gestrichelten Referenzlinien (vgl. Abbildung 4).

Zur weiteren Analyse der Standortabhängigkeit des Mischungseffektes werden die relativen Produktivitäten von Eiche und Buche über lineare Modelle in Abhängigkeit von der jeweiligen Höhenbonität (Mittelhöhe der Eiche bzw. der Buche im Alter 100 in m) statistisch ausgeglichen. Die Ergebnisse sind auf Abbildung 7 für beide Baumarten gemeinsam dargestellt. Wäre die Produktivität im Mischbestand äquivalent zu jener im Reinbestand, so

würden die Geraden horizontal und auf dem Niveau der 1.0-Linie (gestrichelte Linie) verlaufen. Punktwolke und Ausgleichsgeraden lassen erkennen, dass ein deutlicher und statistisch signifikanter Abfall der Mischungsreaktion mit zunehmender Standortbonität festzustellen ist. Beide Baumarten weisen also auf armen Standorten positive Mischungsreaktionen auf. Auf mittleren Standorten zeigen sich leicht positive Mischungsreaktionen. Auf sehr fruchtbaren Standorten konkurrieren die Arten so miteinander, dass Produktivitätsverluste entstehen. Die entsprechenden Ausgleichsgeraden lauten für Eiche

$$RP_{\text{oak, (be)}} = 2,250 - 0,038 \times hq_{\text{oak}} \quad (6)$$

$n = 289$, $R^2=0,14$, $p<0,001$

und Buche

$$RP_{(\text{oak}), \text{be}} = 1,841 - 0,023 \times hq_{\text{be}} \quad (7)$$

$n = 420$, $R^2=0,05$, $p<0,01$

Zur Verdeutlichung der Mischungsreaktion des Gesamtbestandes (Eiche und Buche insgesamt) wurde dieselbe Analyse für die summarische Reaktion beider Arten ausgeführt und erbrachte das Modell

$$RP_{\text{oak, be}} = 1,816 (\pm 0,165) - 0,025 (\pm 0,006) \times hq_{\text{oak}} \quad (8)$$

$n = 242$, $R^2=0,07$, $p<0,001$.

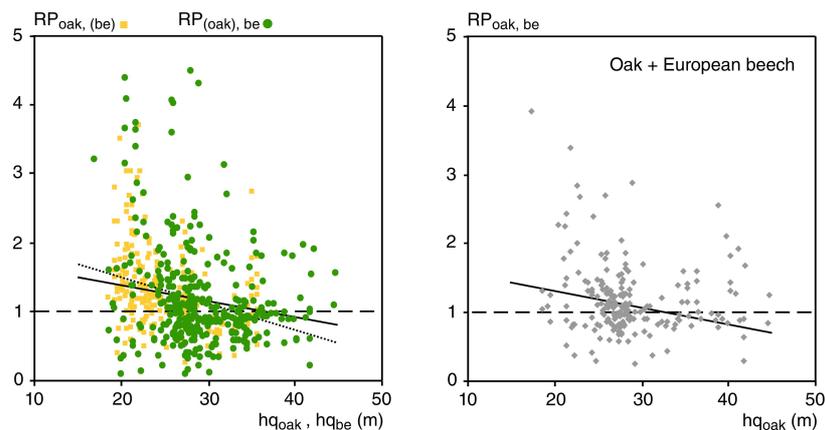


Abbildung 7: Zusammenhang zwischen relativer Produktivität von Eiche (hellgraue Punkte bzw. Linie) und Buche (dunkelgraue Punkte bzw. Linie), dargestellt über der Mittelhöhe im Alter 100 als Indikator für die Standortleistung. Dargestellt sind die Befunde für die einzelnen Versuche und Aufnahmezeitpunkte sowie Ausgleichsgeraden, die den Zusammenhang zwischen relativer Produktivität und Höhenbonität darstellen (Gleichungen 6-8). Auswertung gesondert nach Arten (links) und für den Mischbestand insgesamt (rechts). Die gestrichelt eingezeichnete 1.0-Linie repräsentiert die Leistung der benachbarten Reinbestände aus Eiche bzw. Buche.

Das Modell unterstreicht, dass die Mischungsreaktion insgesamt auf ungünstigen Standorten auf Zuwachsgewinne von ca. 30 % gegenüber dem Reinbestand hinauslaufen kann, auf mittleren Standorten auf Zuwachsgewinne von 10 bis 20 % und auf fruchtbaren Standorten auf Zuwachsverluste von 5 bis 10 %. Mischungseffekte mit Blick auf die Produktivität sind also abhängig von den Standortbedingungen. Die Auswertung für Abbildung 7 (rechts) basiert auf der Mittelhöhe der Eiche im Alter 100 als Kovariable; d. h. die relative Produktivität des Mischbestandes von Eiche und Buche wurde über der Höhenbonität der Eiche ausgeglichen. Dies erschien zulässig, weil die Höhenwuchsleistungen von Eiche und Buche relativ eng korrelieren (für die Korrelation hq_{oak} versus hq_{be} gilt $r_{\text{Pears}}=+0,48$ **, $p<0,01$, $n=282$).

Es sei darauf hingewiesen, dass die Auswertung im Zusammenhang mit dem Kreuzdiagramm (vgl. Abbildung 5 und 6) auf den RPP-Werten basiert. Dagegen baut die zuletzt gezeigte Auswertung (Abbildung 7) auf den RP-Werten auf (siehe Abschnitt „2 Material und Methoden“). Die RPP-Werte beschreiben die relative Produktivität in

der Mischung gegenüber dem Reinbestand ohne dass auf ha-Fläche hochskaliert wird, die RP-Werte skalieren den Mischungseffekt auf die Einheitsfläche von einem ha hoch und sind deshalb für die übergreifende Auswertung, wie auf Abbildung 7 dargestellt, besonders geeignet.

4 Diskussion und Schlussfolgerungen

Auf den meisten der einbezogenen Versuchsflächen wird die Eiche durch die Traubeneiche repräsentiert, auf einigen durch die Stieleiche. Für den Vergleich zwischen Rein- und Mischbeständen wurden die zwei Eichenarten zusammengefasst. Das erscheint gerechtfertigt, weil beide Eichenarten sich in ihrer Unterlegenheit gegenüber der Buche sehr ähnlich sind (AAS 2000, 2002). Nur wenn die Buche im Wachstum durch Trockenheit, Kälte oder Sauerstoffmangel im Boden limitiert wird, werden die Eichenarten in der Konkurrenz überlegen. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass die Traubeneiche höhere Schattentoleranz hat als die Stieleiche. Die Stieleiche kommt dagegen besser mit verdichteten, staunassen Böden sowie mit Winter- und Spätfrost zurecht (LEVY et al. 1992, PARELLE et al. 2006, 2007).

Mehr- oder Minderzuwächse durch Mischung

Im Mittel produzieren Mischbestände aus Eiche und Buche 30 % mehr als die benachbarten Reinbestände erwarten lassen würden; das macht ein Plus der oberirdischen Produktivität von Trockenmasse von 1,7 Tonnen pro ha und Jahr aus. Zu diesem Produktivitätsgewinn tragen sowohl Eiche als auch Buche im Mischbestand bei. Da die Mehrzahl der Mischbestände waldbaulich in der Weise behandelt wurde, dass die Eiche gefördert und die Buche eher zurückgenommen wurde, dürften sich die Produktivitätsrelationen unter ungestörten Verhältnissen etwas verschieben. Vermutlich wäre der Produktivitätsgewinn der Eiche in der Mischung etwas geringer, weil sie unter ungestörten Verhältnissen stärker durch die Buche konkurrenziert würde. Der Produktivitätsgewinn der Buche wäre vermutlich unter ungestörten Verhältnissen noch höher, weil sie in weiten Bereichen der Untersuchungsregion in ihrem ökologischen Optimum ist und über höchstmögliche Fitness, angezeigt durch effiziente Raumbesetzung und Raumausbeutung, verfügt. Die waldbauliche Förderung der Eiche zugunsten der Buche kommt u. a. in der Relation der Mitteldurchmesser beider Baumarten im Misch- gegenüber dem Reinbestand zum Ausdruck (vgl. Abbildung 3).

Während die Produktivität beider Baumarten zusammen im Mischbestand im Mittel ca. 30 % über derjenigen der Reinbestände liegt, fallen die Produktivitätsgewinne auf armen Standorten mit bis zu 50 % noch deutlicher aus. Dagegen kommt es auf fruchtbaren Standorten zu neutralen oder sogar negativen Mischungsreaktionen mit Produktivitätseinbußen gegenüber den Reinbeständen von bis zu 5 %. Diese Produktivitätsreaktionen deuten auf eine Veränderung der Umweltbedingungen und Wuchsbedingungen im Mischbestand gegenüber dem Reinbestand hin (VANDERMEER 1989). Über die Ursachen geben die reinen Produktivitätsdaten keinen Aufschluss, es seien aber folgende Spekulationen erlaubt: Der Befund, dass insbesondere auf armen Standorten positive Mischungsreaktionen eintreten spricht dafür, dass dort infolge der Mischung die Humusbildung und damit verbunden die Wasserspeicherung und Nährstoffversorgung verbessert wird (JONARD et al. 2008, SARIYILDIZ und ANDERSON 2003, WATT 1924). Die Buche dürfte auf allen Standorten durch eine Konkurrenzreduktion profitieren, weil die Buche in der Regel die schärfste Konkurrenz durch benachbarte Buchen erfährt, und alle anderen Baumarten in ihrer Nachbarschaft geringere Konkurrenz bedeuten (PRETZSCH et al. 2010). Die Eiche dürfte von der Buche insbesondere durch einen verbesserten Nährstoffumsatz, Humusbildung, günstigeres Bestandesinnenklima profitieren (ANDRÉ et al. 2008, HEIN und DHÔTE 2006).

Sowohl die Modelle für die mittleren Produktivitätsreaktionen (Abbildung 5) als auch die Modelle für die Produktivitätsreaktionen in Abhängigkeit von der Höhenbonität (Abbildung 6 und 7) erklären eher kleine Anteile der Gesamtstreuung. Das bedeutet, dass die Bonität zwar einen signifikanten Einfluss auf die Produktivitätsreaktionen hat, dass aber noch zahlreiche andere Kovariablen (z. B. waldbauliche Behandlung, räumliche Struktur der Mischung, Artenzusammensetzung bei der Eiche, genetische Ausprägung der Populationen) den Zusammenhang zwischen Produktivitätsreaktion und Mischung signifikant modifizieren.

Zuwachsresilienz von Eichen-Buchen-Mischbeständen gegenüber Reinbeständen

Die Ergebnisse deuten an, dass auf armen Standorten eher Zuwachsgewinne aufgrund von Facilitation zu erwarten sind, auf reichen Standorten dagegen Produktivitätseinbußen infolge verstärkter Konkurrenz. Beide Baumarten optimieren ihre Fitness auf Individualebene, und auf fruchtbaren Standorten kommt es offensichtlich in größerem

Ausmaße zur Konkurrenz zwischen beiden Arten. Dagegen ist die Nachbarschaft der jeweils anderen Art auf ärmeren Standorten der Fitnessoptimierung beider Baumarten offensichtlich zuträglicher als wenn die Baumarten einen gleichartigen Nachbarn hätten. Unter Stress sind demnach eher wechselseitig positive Reaktionen zu erwarten, bei günstigen Umweltfaktoren und Ressourcenangeboten dagegen eher negative Wechselwirkungen (CALLAWAY und WALKER 1997).

Daraus könnte gefolgert werden, dass zunehmender Stress durch Klimaveränderungen in Mischbeständen, die auf gegenwärtig armen Standorten stocken, weniger relative Produktivitätsverluste verursacht als auf günstigen Standorten. Insgesamt könnte demnach davon ausgegangen werden, dass größer werdender abiotischer Stress in Mischbeständen, in denen positive Interaktionen in Form von einseitiger oder beidseitiger Facilitation festzustellen sind, besser abgepuffert oder sogar kompensiert werden können.

Derartige Spekulationen über die Ursachen der Mischungseffekte und Ausprägung künftiger Mischungseffekte bei Klimaänderungen können systematisch geprüft werden, indem die bisher auf Bestandesebene analysierten Bestände künftig in höherer Auflösung, räumlich explizit, auf Individualebene und unter Einbeziehung differenzierter standörtlicher Informationen vertieft ausgewertet werden.

Praktische Relevanz und Umsetzung

Die Querschnittsanalyse zeigt, dass die Mischung aus Eiche und Buche durchschnittlich positive Produktionseffekte erbringt, die Auswirkung der Mischung auf die Produktivität aber vom Standort abhängt. Abbildung 7 zeigt diesen Zusammenhang in Abhängigkeit von der Höhenbonität als unspezifischen Weiser der Produktivität. Gegenwärtig reicht das Datenmaterial zu Eichen-Buchen-Mischbeständen nicht für eine weitere Differenzierung der Mischungsreaktionen nach Nährstoffversorgung, Wasserversorgung, pH-Wert, Temperatur, Niederschlag usw. aus. Läge eine solche differenzierte Standortansprache für ein breites Spektrum von Eichen-Buchen-Mischbeständen vor, und könnten die mit Blick auf ihre Produktivitätsgewinne und -verluste charakterisiert werden, so ließen sich die dadurch gewonnenen Informationen in Entscheidungsbäume umsetzen, welche die Produktivitätsgewinne und -verluste von Eiche und Buche in Abhängigkeit von den Standortbedingungen abbilden.

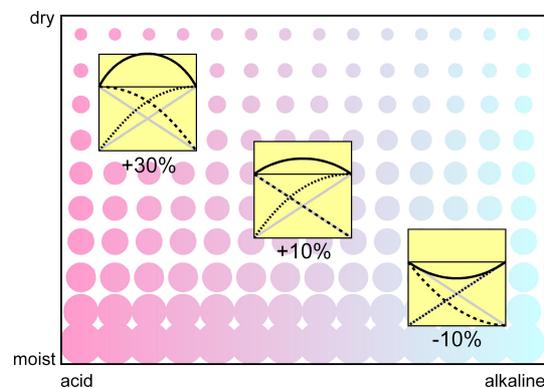


Abbildung 8: Ökogramm mit eingezeichneten Kreuzdiagrammen, die die Mischungsreaktionen von Eiche und Buche auf Artenebene und für den Bestand insgesamt symbolisieren. Unter ungünstigen Wuchsbedingungen (sauer/trocken) sind Mehrzuwächse von bis zu 30 % zu erwarten, zu denen beide Baumarten beitragen. Auf nährstoffreichen, frischen und feuchten Standorten, fallen die Mischungsreaktionen eher negativ aus und können sich auf minus 10 % belaufen, wobei die Zuwachsverluste vor allem auf die Eiche zurückzuführen sind. Zwischen diesen Extremata liegen Standorte mit Zuwachsgewinnen durch Mischung von 10 %. Insgesamt nimmt der Produktivitätsgewinn durch Mischung von armen zu reichen Standorten systematisch ab.

Bei jetzigem Informationsstand sehen wir die Höhenbonität als Indikator für die Standortbedingungen. Geringe Höhenbonitäten repräsentieren arme Standorte (trocken und nährstoffarm) und überlegene Höhenbonitäten fruchtbare Standorte (frisch und nährstoffreich). Setzen wir die Höhenbonitäten mit solchen Standortbedingungen gleich, so lassen sich die Resultate der Mischungsanalysen vereinfacht in einem Ökogramm abbilden (vgl. Abbildung 8). Dieses verdeutlicht, wie die Zuwachsgewinne auf armen Standorten und Zuwachsverluste auf reichen Standorten ausfallen, und wie die einzelnen Baumarten zu diesen Gewinnen und Verlusten beitragen. Hierfür wird wiederum Gebrauch von den Kreuzdiagrammen (vgl. Abbildung 4) gemacht, die auf der linken

Ordinate die relative Produktivität der Eiche, auf der rechten Ordinate die relative Produktivität der Buche abbilden. Auf der Abszisse ist der Mischungsanteil aufgetragen.

5 Zusammenfassung

Im Mittelpunkt des Aufsatzes stehen Rein- und Mischbestände aus Eiche und Buche. Es werden die Größenordnung von Mehr- bzw. Minderzuwachsen von Eichen-Buchen-Mischbeständen im Vergleich zu benachbarten Reinbeständen dieser Baumarten untersucht, der Beitrag der Arten Eiche und Buche zu den gefundenen Mehr- und Minderzuwachsen auf Bestandesebene quantifiziert und die gefundenen Mischungsreaktionen von Eiche und Buche entlang eines ökologischen Gradienten, der von armen bis zu fruchtbaren Standorten reicht, analysiert. Das Material für die Untersuchung bilden langfristige Mischbestandsversuche aus Polen, Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz, Hessen, Baden-Württemberg, Bayern und aus der Schweiz. Die benachbarten Reinbestände aus Eiche und Buche dienen jeweils als Referenz für die Ableitung von Mehr- und Minderzuwachsen dieser Baumarten in der Mischung. Gefundene Mehr- und Minderzuwächse werden in Abhängigkeit von der Höhenbonität analysiert. Die Eiche zieht insbesondere auf ärmeren Standorten Vorteile aus der Mischung mit Buche. Das trifft andersherum auch auf die Buche zu. Auf fruchtbaren Standorten verlieren beide Arten in Mischung an Produktivität gegenüber den benachbarten Reinbeständen. Auf armen Standorten überwiegt die gegenseitige Förderung mit durchschnittlichen Produktivitätsreaktionen von +20-30 %; auf fruchtbaren Standorten lösen Konkurrenz und Antagonismus zwischen den Arten Produktivitätsverluste von durchschnittlich 5 % aus. Dieses Reaktionsmuster entspricht den Vorhersagen der Stress-Gradienten-Hypothese. Die Ergebnisse unterstreichen, dass sich die vielfältigen Mischungsreaktionen erst durch standortübergreifende Untersuchungen zu einem Gesamtbild zusammenfügen. Verallgemeinerbare Aussagen über baumartenspezifische Reaktionen erfordern konsequentes Faktensammeln und institutionsübergreifende Analysen. Die Ausschöpfung von Mischungseffekten in der Praxis bedingt die Kenntnis der standortspezifischen Mischungsreaktion. Es wird dargelegt, wie sich die Ausprägung der standortspezifischen Mischungsreaktionen (Gewinne bzw. Verluste) beispielsweise durch Ökogramme oder Entscheidungsbäume für die praktische Verwendung vereinfacht darstellen lassen.

6 Danksagung

Mein besonderer Dank geht an meinen Mitarbeiter, Peter Biber, der die vorliegenden Ergebnisse anlässlich der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde in Cottbus vom 06.-08.06.2011 wegen Terminüberschneidung an meiner Stelle vorgetragen hat. Außerdem danke ich Hermann Spellmann/NW-FVA Göttingen, Hans-Peter-Ehrhart/FAWF Trippstadt, Ulrich Kohnle/FVA Freiburg, Andreas Zingg/WSL Birmensdorf und Kamil Bielak, Michal Zasada, und Arkadiusz Bruchwald/Universität Warschau für die Bereitstellung wertvoller Datensätze langfristiger Versuche in Rein- und Mischbeständen aus Eiche und Buche.

7 Literatur

- AAS, G.: *Quercus petraea* (Matt.) Liebl., Traubeneiche. In: Schütt, P., Roloff, A., Weisgerber, H., Lang, U. M., Stimm, B. (Ed.): Enzyklopädie der Holzgewächse: 1-15. Wiley-VCH, Weinheim, 2000
- AAS, G.: *Quercus robur* L., Stieleiche. In: Schütt, P., Roloff, A., Weisgerber, H., Lang, U. M., Stimm, B. (Ed.): Enzyklopädie der Holzgewächse: 1-14. Wiley-VCH, Weinheim, 2002
- ANDRÉ, F., JONARD, M., PONETTE, Q.: Precipitation water storage capacity in a temperate mixed oak-beech canopy, *Hydrol. Process.* 22: 4130-4141, 2008
- ASSMANN, E.: Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 490 p, 1961
- BURSCHEL, P., KÜRSTEN, E., LARSON, B.C.: Die Rolle von Wald und Forstwirtschaft im Kohlenstoffhaushalt, *Forstl Forschungsber München* 126, 135 p, 1993
- CALLAWAY, R. M. UND WALKER, L. R.: Competition and facilitation: a synthetic approach to interactions in plant communities. *Ecology* 78(7): 1958-1965, 1997
- GRUNDNER, F. UND SCHWAPPACH, A.: Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Bestände. Verlag Paul Parey, Berlin, 216 p., 1952
- HARPER, J. L.: *Population Biology of Plants*. Academic Press, London, New York, pp. 776-778, 1977
- HEIN, S. UND DHÔTE, J. F.: Effect of species composition, stand density and site index on the basal area increment of oak trees (*Quercus* sp.) in mixed stands with beech (*Fagus sylvatica* L.) in northern France, *Ann. For. Sci.* 63: 457-467, 2006
- JONARD, M., ANDRÉ, F., PONETTE, Q.: Tree species mediated effects on leaf litter dynamics in pure and mixed stands of oak and beech, *Can. J. For. Res.* 38: 528-538, 2008

- KELTY, M. J.: Comparative productivity of monocultures and mixed stands. In: Kelty MJ, Larson BC, Oliver CD (eds) The ecology and silviculture of mixed-species forests. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp 125-141, 1992
- KNIGGE, W., SCHULZ, H.: Grundriss der Forstbenutzung. Verlag Paul Parey, Hamburg, Berlin, 584 p, 1966
- LEVY, G., BECKER, M., DUHAMEL, D.: A comparison of the ecology of pedunculate and sessile oaks: radial growth in the centre and northwest of France. *Forest Ecol & Manag.* 55: 51-63, 1992
- MAYER, H.: Wälder Europas, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, New York, 691 p, 1984
- PARELLE, J., BRENDDEL, O., BODÉNÈS, C., BERVEILLER, D., DIZENGREMEL, P., JOLIVET, Y., DREYER, E.: Differences in morphological and physiological responses to water-logging between two sympatric oak species (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl., *Quercus robur* L.). *Ann. Sci. For* 63: 849-859, 2006
- PARELLE, J., BRENDDEL, O., JOLIVET, Y., DREYER, E.: Intra- and interspecific diversity in the response to waterlogging of two co-occurring white oak species (*Quercus robur* and *Q. petraea*). *Tree Physiology* 27: 1027-1034, 2007
- PRETZSCH, H.: Forest dynamics, growth and yield. From measurement to model, Springer, Berlin, Heidelberg, 664 p, 2009
- PRETZSCH, H., BLOCK, J., DIELER, J., DONG, P. H., KOHNLE, U., NAGEL, J., SPELLMANN, H., ZINGG, A.: Comparison between the productivity of pure and mixed stands of Norway spruce and European beech along an ecological gradient. *Annals of Forest Science*, 67, DOI:10.1051/forest/2010037, 2010
- SARIYILDIZ, T. UND ANDERSON, J. M.: Interactions between litter quality, decomposition and soil fertility: a laboratory study, *Soil Biology and Biochemistry* 35 (3): 391-399, 2003
- SCHERER-LORENZEN, M., KÖRNER, C., SCHULZE, E-D.: Forest diversity and function. *Ecol Studies* 176, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, 399 p, 2005
- VANDERMEER, J.: The ecology of intercropping, Cambridge University Press, UK, 237 p, 1989
- WATT, A. S.: Competition between ash, oak and beech, *Journal of Ecology*, 12 (2): 193-202, 1924
- WIEDEMANN, E.: Der Eichenbestand mit Buchenunterwuchs, *Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen* 74: 305-335, 1942
- WIEDEMANN, E.: Ertragskundliche und waldbauliche Grundlagen der Forstwirtschaft. JD Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, 1951

Vorstellung einer Initiative zur Auswertung von Mischwaldexperimenten in Europa

Lars Dröbner

SLU, Southern Swedish Forest Research Centre, Rörslövavägen 1, SE-23053 Alnarp, Schweden

Durch ein Netzwerk von Wissenschaftlern in Europa (Spanien, Italien, die Schweiz, Frankreich, Deutschland, Österreich, Slowakei, Polen, Großbritannien, Schweden und Finnland) entstand die Idee, vorhandene Mischwaldexperimente auszuwerten. Ziel ist es, Produktivitätsunterschiede zwischen Misch- und Reinbeständen zu quantifizieren und mögliche Einflussfaktoren zu erkennen.

Bisher wurden für Nordeuropa (Fennoskandia und Großbritannien) 25 direkte Vergleiche einer Baumartenmischung mit mindestens einem Reinbestand aus einer der gemischten Baumarten gefunden. Die Probeflächen sind klein, liegen aber mit Wiederholungen vor. Für Mitteleuropa kann man vorsichtig 70-80 einzelne Versuche schätzen, meist ohne Replikation. 23 Versuche mit Buche und Fichte und 26 Versuche mit Buche und Eiche sind durch PRETZSCH (2009, 2011) ausgewertet worden. 10 Versuche wurden aus Frankreich gemeldet. Weiterhin gibt es Versuchsreihen mit Buche-Douglasie, Douglasie-Küstentanne, Buche-Kiefer sowie andere einzelne Versuche (im Rahmen der Sektionstagung wurde z.B. auf weitere Versuchsflächen in Norddeutschland und Tschechien hingewiesen). Im mediterranen Raum wurden nur 5 Versuche in Italien gefunden.

Der Wert der Arbeit besteht vor allem in der Sammlung der Literatur und einem zukünftigen englischsprachigen Zugang. Der Produktionsvergleich soll durch eine Metaanalyse geführt werden, in der Grundflächenzuwachs, Holzvolumenzuwachs, Biomassezuwachs, aber auch Höhen- oder Durchmesserzuwachs des Einzelbaumes verwendet werden können. Abhängig vom Versuchsaufbau (Versuchsflächengröße, Wiederholung, Beobachtungszeitraum und Zuwachparameter) kann die Qualität der Studie bewertet werden. Diese Art der Analyse lässt möglicherweise grobe ökologischer Zusammenhänge erkennen, welche allerdings vorsichtig und mit forstlichem Sachverstand interpretiert werden müssen. Folgende Hypothesen könnten getestet werden: (1) Mischbestände sind produktiver als Reinbestände (> 5%). (2) Mischungen aus schattentoleranten- und lichtbedürftigen Baumarten zeigen stärkere Produktivitätsunterschiede zu Reinbeständen (>10%). (3) Mischungen aus Nadel- und Laubbäumen zeigen stärkere Unterschiede (>10%). (4) Die ermittelten Produktivitätsunterschiede sind größer als sie durch Messfehler, unterschiedliche Berechnungsmethoden oder durch eine begrenzte Beobachtungsdauer entstehen können.

Es sollen nur abgeschlossene Untersuchungen oder Langzeitversuche mit dem eindeutigen Einverständnis des Besitzers/Betreibers verwendet werden. Alle Beitragenden arbeiten auf freiwilliger Basis, Reisen können durch das EU-Projekt Bacarra finanziert werden. Ziel der Präsentation vor der Sektion Ertragskunde war die Werbung für eine Zusammenarbeit oder für freundliche Hinweise auf weitere Mischbestandsversuche. Dieses Ziel wurde erreicht. Ein Besuch bei der Nordwestdeutschen forstlichen Versuchsanstalt in Göttingen im September 2011 wird angestrebt.

Summary

An initiative of several European countries to search for long-term experiments with comparisons of the productivity in mixed and pure stands was announced. The goal is to present all these experiments in one English publication, to conduct a meta-analysis regarding production, to reveal some rough ecological pattern, and to discuss the limitation of such an analysis.

Literaturverzeichnis

- PRETZSCH, H.: Produktivitätsrelation zwischen Fichte und Fichte/ Buche – Konsequenzen angesichts des Klimawandels. LWF Wissen 63, S. 43-55. 2009
- PRETZSCH, H.: Beitrag zur Tagung, vorgestellt durch Peter Biber, siehe Inhaltsverzeichnis in diesem Tagungsband. 2011

Quantitative Grundlagen zur Ableitung asymmetrischer Kronen in Nordwestdeutschland

Susanne Sprauer, Matthias Schmidt und Jürgen Nagel

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

Zusammenfassung

Bei der Zuwachsprognose für Einzelbäume spielt die Baumkrone eine wichtige Rolle. Aufgrund des hohen Aufwands bei der Erhebung von Kronendaten werden die benötigten Parameter meist modellbasiert geschätzt oder unter der Annahme einfacher horizontal symmetrischer Kronenformmodelle hergeleitet. In dieser Arbeit werden verallgemeinerte additive gemischte Modelle zur Schätzung der Kronenansatzhöhe und der Kronenprojektionsfläche am Beispiel der Baumart Buche in Nordwestdeutschland vorgestellt. Diese Modelle erlauben neben Schätzungen für Versuchspartellen und Inventurplots, aus denen einzelne Messungen der Zielgröße vorliegen, auch die Kalibrierung für neue Flächen anhand vorhandener Messungen. Es wird weiterhin ein Verfahren zur Konstruktion umgebungssensitiver und potentiell asymmetrischer Kronen vorgeschlagen.

Einleitung

Aus wachstumskundlicher Sicht sind Kronen besonders vor dem Hintergrund ihres Einflusses auf den Zuwachs von Einzelbäumen von großer Bedeutung. Zum einen wirkt sich die Krone als Assimilationsorgan auf das Wachstum aus und zahlreiche aus der Literatur bekannte Modelle zur Vorhersage des Einzelbaumwachstums nutzen Kronenparameter als Prädiktoren. Darüber hinaus hat die Nachbarschaft des Baumes einen großen Einfluss auf das Wachstum, sodass häufig auch Indikatoren für die individuelle Konkurrenzsituation in Zuwachsmodellen Verwendung finden (MONSERUD & STERBA 1996; PRETZSCH ET AL. 2002; HASENAUER ET AL. 2006; NAGEL & SCHMIDT 2006). Dabei haben sich kronenbezogene Konkurrenzindizes als besonders wirkungsvoll erwiesen (BACHMANN 1998). Dieser zweifache Einfluss der Baumkronen unterstreicht ihre Bedeutung für das Wachstum von Einzelbäumen.

Aufgrund des hohen Aufwands bei der Erhebung von Kronendaten, insbesondere der horizontalen Kronenausdehnung, werden diese Parameter häufig mithilfe von Modellen geschätzt. Dabei kommen statistische Modelle zur Schätzung von Kronenansatzhöhe oder Kronenbreite zum Einsatz. Für die Schätzung komplexerer Kronenparameter wie des Kronenvolumens oder der Kronenmantelfläche werden Kronenformmodelle unterstellt, die die Krone in der Regel stark abstrahierend als horizontal symmetrische Kegel, Zylinder oder andere geometrische Körper darstellen. Tatsächlich besitzen jedoch die meisten Bäume eine in ihrer horizontalen Ausdehnung mehr oder weniger asymmetrische Krone (YOUNG & HUBBELL 1991; ROUVINEN & KUULUVAINEN 1997; MUTH & BAZZAZ 2002, 2003; GETZIN & WIEGAND 2007).

Vor dem Hintergrund der Bedeutung von Kronenparametern für die Zuwachsschätzung stellt sich die Frage, ob durch Verbesserungen bei der Schätzung dieser Parameter eine Steigerung der Qualität von Zuwachsprognosen erreicht werden kann. Einschränkend gilt, dass das Kronenmodell für ein breites Spektrum an Flächen anhand von üblicherweise vorhandenen oder leicht zu erhebenden Größen parametrisiert werden können soll. Auf diese Weise soll erreicht werden, dass die Modellkronen in Managementmodellen Verwendung finden können. Zwei mögliche Verbesserungen werden untersucht.

Zunächst sollen statistische Modelle zur Ableitung grundlegender Kronenparameter entwickelt werden. Das ist zum einen die Kronenansatzhöhe mit deren Hilfe die vertikale Kronenausdehnung festgelegt werden kann und die weiterhin große Bedeutung für die Holzqualität und den zu erwartenden ökonomischen Nutzen des Stammes hat. Diese soll mithilfe eines zweistufigen Verfahrens geschätzt werden, das die optimale Nutzung unterschiedlich strukturierter Daten aus Versuchspartellen und Betriebsinventuren ermöglicht. Durch die Anwendung verallgemeinerter additiver gemischter Modelle (GAMM) bzw. die Schätzung von Zufallseffekten auf der Ebene von Versuchspartellen und Aufnahmezeitpunkten sollen die Modellvorhersagen für Bäume auf bekannten Versuchspartellen verbessert werden. Darüber hinaus bietet das Verfahren die Möglichkeit, das Modell ohne die Notwendigkeit einer Neuparametrisierung für neue Flächen, beispielsweise Inventurplots, aus denen mindestens ein Messwert vorliegt, zu kalibrieren und damit auch für diese Flächen eine Verbesserung der Schätzungen zu erreichen.

Als weiterer Parameter wird die Größe der horizontalen Kronenausdehnung (Kronenprojektionsfläche) modellbasiert hergeleitet. Dafür werden ebenfalls GAMM verwendet, um durch die Berücksichtigung nicht-linearer Modelleffekte und die Schätzung von Zufallseffekten eine Verbesserung der Prognosegüte zu erreichen. Beide Modelle werden am Beispiel der Baumart Buche (*Fagus sylvatica* L.) vorgestellt.

Als weitere mögliche Verbesserung soll ein Verfahren zur Konstruktion dreidimensionaler, umgebungssensitiver und potentiell asymmetrischer Modellkronenformen entworfen und der theoretische Ansatz dargestellt werden. Voraussetzung für das hier vorgestellte Verfahren zur Konstruktion von Kronen sind Informationen zur Dimension (Brusthöhendurchmesser BHD und Baumhöhe) und Position der Einzelbäume. Zur Beschreibung der vertikalen Kronenausdehnung wird die Kronenansatzhöhe benötigt sowie die Kronenprojektionsfläche als Zielgröße bei der Konstruktion der konkreten Kronenformen. Beide Größen können modellbasiert geschätzt werden.

Neben einer möglichen Anwendung im Rahmen von Zuwachsprognosen sind flexible Modelle für die Einschätzung der horizontalen Kronenausdehnung auch für andere Fragestellungen wichtig. So konnte gezeigt werden, dass eine asymmetrische Kronenausdehnung das individuelle Wachstum beeinflusst und so die Struktur und Größenverteilung von Populationen verändern kann (SORRENSEN-COTHERN ET AL. 1993; YOKOZAWA 1999). Darüber hinaus kann die vereinfachende Annahme kreisrunder Kronen zu einer Verzerrung der geschätzten Überschirmung und Lichtinterzeption (OKER-BLOM & KELLOMÄKI 1983; GUERICKE 2001) aufgrund einer Überschätzung der Kronenüberlappung führen. Daraus folgt eine Fehleinschätzung der Lichtverhältnisse unter dem Kronendach, die für das Wachstum der nachfolgenden Bestandesgeneration eine entscheidende Rolle spielen.

Datengrundlage

Die Datengrundlage besteht aus Messwerten zahlreicher Parzellen aus ertragskundlichen Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (Abbildung 1, Punkte). Es wurden ausschließlich Flächen verwendet, in denen die Positionen aller Einzelbäume zueinander und deren Alter bekannt ist. Von diesen Flächen liegen teilweise mehrfach wiederholte Messungen des BHD aller Bäume sowie der Baum- und der Kronenansatzhöhe jeweils eines Teilkollektivs vor. Auf einem Teil der Flächen wurden Kronenablotungen im festen Winkelsystem in acht Kardinalrichtungen (vgl. GUERICKE 1999) zur Erfassung der horizontalen Kronenausdehnung durchgeführt. Aus den acht abgeloteten Kronenradien wird die Kronenprojektionsfläche mithilfe des Teilkreismodells (RÖHLE 1983) berechnet. Wiederum für ein Teilkollektiv der abgeloteten Flächen liegen Messungen der Höhe der maximalen Kronenbreite vor. Darüber hinaus konnten Einzelbaumwerte (Alter, BHD, Baumhöhe, Kronenansatzhöhe) aus den Betriebsinventuren in Niedersachsen verwendet werden, die systematisch über die Waldfläche des Landes verteilt sind (Abbildung 1, Dreiecke). Zur Beschreibung der Konkurrenzsituation wird ein einfacher Konkurrenzindex auf Basis der Durchmesser des Bezugsbaumes und der Konkurrenten nach HEGYI (1974 zitiert nach BACHMANN 1998) verwendet.

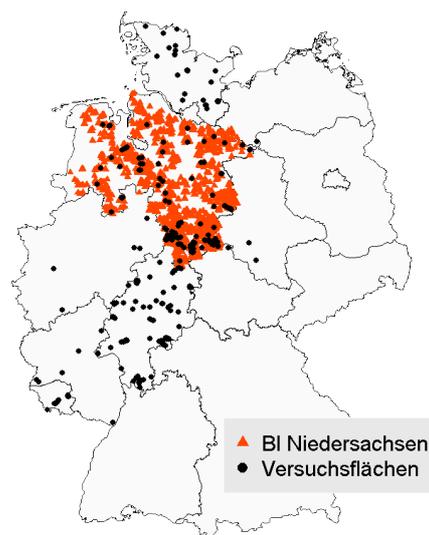


Abbildung 1: Räumliche Lage der verwendeten Inventurplots der Betriebsinventuren Niedersachsen und der Versuchsparzellen

Neben den einzelbaumbezogenen Messwerten liegen parzellen- bzw. plotbezogene Metainformationen wie zum Beispiel die Geländehöhe (Höhe über NN) vor. Auch Bestandeswerte wie die Spitzenhöhe (mittlere Höhe der 100 stärksten Bäume pro Hektar) des Bestandes und der Baumart sowie die absolute Höhenbonität nach NAGEL (1999) wurden berechnet. Alle Parzellen und Inventurplots sind im Gauß-Krüger-Koordinatensystem verortet.

Für die Entwicklung des Modells zur Schätzung der Kronenansatzhöhe stehen insgesamt rund 75.000 Messungen aus Versuchsflächen und den Betriebsinventuren zur Verfügung. Das Modell zur Schätzung der Kronenprojektionsfläche basiert auf Kronenablotungen an 3415 Bäumen aus 58 ertragskundlichen Parzellen. Insgesamt decken die verfügbaren Daten breite Wertebereiche innerhalb von Nordwestdeutschland ab (Tabelle 1).

Tabelle 1: Verteilungskennzahlen von Modellparametern

	5%-Quantil	25%-Quantil	Median	75%-Quantil	95%-Quantil
Modell für die Kronenansatzhöhe					
Bekronungsgrad	0.26	0.39	0.48	0.60	0.83
BHD [cm]	8.0	15.0	27.5	42.5	58.9
Baumhöhe [m]	9.6	17.0	23.9	30.8	36.8
Alter [Jahre]	30	52	92	121	153
Geländehöhe [m über NN]	30	200	315	403	560
Modell für die Kronenprojektionsfläche					
Kronenprojektionsfläche [m ²]	3.06	7.50	15.21	34.60	94.33
BHD [cm]	6.3	10.7	16.7	30.3	55.1
Baumhöhe [m]	7.3	13.0	17.5	25.7	36.7
Konkurrenzindex	0.27	0.71	1.38	2.44	4.28

Methoden

Im Folgenden sollen zunächst Modelle vorgestellt werden, anhand derer die Kronenansatzhöhe und die Kronenprojektionsfläche geschätzt werden können. Die Datenverarbeitung und Modellbildung erfolgten unter Verwendung des Statistikpakets *R* (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009) sowie der Bibliotheken *mgcv* (WOOD 2006) und *nlme* (PINHEIRO ET AL. 2010). Anschließend wird der Ansatz zur Konstruktion konkreter, d.h. potentiell asymmetrischer Kronenformen beschrieben.

Kronenansatzhöhe

Die Schätzung der Kronenansatzhöhe erfolgt indirekt über den Bekronungsgrad (*bg*), der als Verhältnis der Kronenlänge zur Baumhöhe definiert wird (KRAMER & AKÇA 2002). Der Bekronungsgrad wird als Zielgröße des Modells verwendet, aus dem anschließend die Kronenansatzhöhe berechnet werden kann. Unter der Annahme, dass diese Zielgröße quasibinomial verteilt ist und unter Verwendung einer logistischen Linkfunktion, bietet dieses Vorgehen gegenüber einer direkten Vorhersage der Kronenansatzhöhe den Vorteil, dass die geschätzten Werte im Intervall zwischen null und eins begrenzt sind. Auf diese Weise ist sichergestellt, dass das Modell keine definitionsgemäß unplausiblen Kronenansatzhöhen unterhalb des Stammfußpunktes oder oberhalb der Baumhöhe schätzt.

In einem zweistufigen Verfahren wird zunächst auf Grundlage der vereinigten Datenbasis aus Versuchsflächen und Inventurplots ein verallgemeinertes additives Modell (GAM) angepasst, dessen allgemeine Form im folgenden gegeben ist:

$$\pi = \text{logit}(E[y_{ijk}]) = \alpha + f_1(xI_{ijk}) + \dots + f_n(xn_{ijk}) \quad , \quad y_{ijk} \sim \text{Quasibinomial} \quad [1]$$

y_{ijk} Zielgröße des Modells am Baum k der Parzelle i zum Aufnahmezeitpunkt j

α globales Interzept

$xI_{ijk} \dots xn_{ijk}$ erklärende Variablen

$f_1(\cdot) \dots f_n(\cdot)$ glättende Funktionen, die als penalisierte „thin plate“-Regressionssplines spezifiziert werden

Auf diese erste Modellstufe wird in einem zweiten Schritt ein weiteres Modell aufgesetzt. Im Gegensatz zur ersten Stufe werden ausschließlich Daten aus Versuchspartellen (58.000 gemessene Kronenansätze) verwendet. Da aufgrund der Datenstruktur mit räumlich geklumpten Versuchspartellen und zeitlich korrelierten Messungen nicht von einer Unabhängigkeit der Beobachtungen ausgegangen werden kann, ist die Berücksichtigung von Zufallseffekten auf Ebene der Partellen sowie der Aufnahmen geschachtelt in Partellen geboten. Es wird daher ein verallgemeinertes additives gemischtes Modell (GAMM) verwendet:

$$\text{logit}(E[y_{ijk}]) = \alpha + f(\hat{\pi}_{ijk}) + Z_i * b_i + Z_{ij} * b_{ij}, \quad y_{ijk} \sim \text{Quasibinomial} \quad [2]$$

y_{ijk}	Zielgröße des Modells am Baum k der Parzelle i zum Aufnahmezeitpunkt j
α	globales Interzept
Z_i	Design-Matrix der Zufallseffekte der Parzelle i
b_i	Vektor der Zufallseffekte der Parzelle i
Z_{ij}	Design-Matrix der Zufallseffekte der Aufnahme j innerhalb der Parzelle i
b_{ij}	Vektor der Zufallseffekte der Aufnahme j innerhalb der Parzelle i
$\hat{\pi}_{ijk}$	Vorschätzung für Baum k der Parzelle i bei der Aufnahme j aus der ersten Modellstufe (Formel 1)
$f(\cdot)$	glättende Funktion, die als penalisierte „thin plate“-Regressionssplines spezifiziert wird

Kronenprojektionsfläche

Die Schätzung der Kronenprojektionsfläche von Einzelbäumen erfolgt anhand eines verallgemeinerte additiven gemischten Modells (GAMM), das die Zielgröße mithilfe erklärender Variablen auf Einzelbaumebene sowie eines Zufallseffekts auf Parzellenebene modelliert. Da die Datenbasis keine wiederholten Kronenablotungen enthält erübrigt sich die Berücksichtigung eines Zufallseffekts für den Aufnahmezeitpunkt:

$$y_{ik} = \alpha + f_1(xI_{ik}) + \dots + f_n(xn_{ik}) + Z_i * b_i + \varepsilon_{ik}, \quad \varepsilon_{ik} \sim N(0, \sigma^2 |v_{ij}|^{2\delta}) \quad [3]$$

y_{ik}	Zielgröße des Modells am Baum k der Parzelle i
α	globales Interzept
$xI_{ik} \dots xn_{ik}$	erklärende Variablen
$f_1(\cdot) \dots f_n(\cdot)$	glättende Funktionen, die als penalisierte „thin plate“-Regressionssplines spezifiziert werden
Z_i	Design-Matrix der Zufallseffekte der Parzelle i
b_i	Vektor der Zufallseffekte der Parzelle i

Da die Annahme der Varianzhomogenität verworfen werden musste, wurden verschiedenen Verfahren der Varianzmodellierung (vgl. PINHEIRO & BATES 2000) getestet. Die besten Ergebnisse lieferte die Varianzfunktion $g(v_{ij}, \delta) = |v_{ij}|^\delta$ (power-of-the-mean), wobei v_{ij} die Varianzkovariable, in diesem Fall der geschätzte Erwartungswert der Kronenprojektionsfläche, und δ ein Varianzparameter ist.

Kronenkonstruktion

In Anlehnung an PRETZSCH (1992, 2002), wird die Form der Lichtkrone eines Baumes im Rahmen dieser Arbeit mithilfe von acht paraboloiden Vertikalprofilen je Baum dargestellt. Die Höhe des Übergangs zwischen Licht- und Schattenkrone wird auf die mittlere Höhe der maximalen Kronenbreite festgelegt. Für die Schattenkrone der Buche wird ein linearer Verlauf der Vertikalprofile von der Basis der Lichtkrone bis zum Kronenansatz angenommen, sodass die Kronenquerschnittsfläche auf Höhe des Kronenansatzes null beträgt (Abbildung 2).

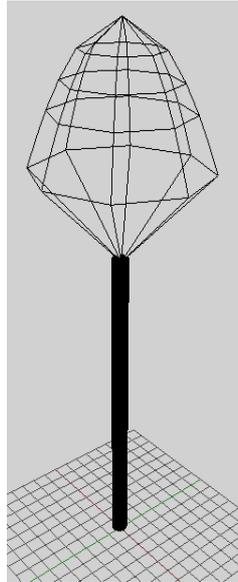


Abbildung 2: Darstellung der Krone mithilfe von acht Vertikalprofilen

In einem iterativen Prozess wird für jeden Baum eines Bestandes eine konkrete Krone konstruiert, indem die acht Radien, die die Kronenprojektionsfläche aufspannen, schrittweise gestreckt werden:

1. Jeder Baum erhält zunächst unter Berücksichtigung seiner Höhe und der Kronenansatzhöhe eine Minimalkrone deren Projektionsfläche einen Bruchteil der individuellen Ziel-Kronenprojektionsfläche ausmacht.
2. Beginnend beim stärksten Baum erfolgt eine schrittweise Streckung jedes einzelnen Radius, wenn
 - a) die Kronenausdehnung nicht zu einer Kollision mit bereits vorhandenen Kronen führt,
 - b) die Ziel-Kronenprojektionsfläche noch nicht erreicht ist und
 - c) weitere Grenzen (maximaler Radius in jeder Richtung und ein maximaler Grad der Asymmetrie der Krone) eingehalten werden.
3. Abschließend werden alle Radien gewichtet mit ihrer Länge gestreckt bzw. gestaucht um die exakte Ziel-Kronenprojektionsfläche zu erreichen.

Ergebnis dieses Prozesses sind positions- und nachbarschaftssensitive Kronenformen. Diese können in Wachstumssimulationen nach einem ähnlichen Verfahren fortgeschrieben werden.

Ergebnisse

Kronenansatzhöhe

In der ersten Stufen gehen in das Modell zur Schätzung der Kronenansatzhöhe erklärende Variablen auf der Einzelbaumebene sowie auf Parzellen- bzw. Plotebene ein. Dabei zeigt sich, dass von den Einzelbaumvariablen der BHD, die Baumhöhe und das Alter einen hochsignifikanten ($p < 0.001$) Einfluss auf die Zielgröße haben. Darüber hinaus liefern auch die Geländehöhe und eine räumliche Trendfunktion hochsignifikante Erklärungsbeiträge. Alle einbezogenen Effekte sind nicht-linear. Im Folgenden ist das resultierende Modell gegeben:

$$\pi = \text{logit}(E[bg_{ijk}]) = \alpha + f_1(d_{ijk}) + f_2(h_{ijk}) + f_3(alt_{ijk}) + f_4(hnn_i) + f_5(rw_i, hw_i) \quad [4]$$

$bg_{ijk} \sim \text{Quasibinomial}$

bg_{ijk}	Bekronungsgrad des Baumes k am Forstort i zum Aufnahmezeitpunkt j
$d_{ijk}, h_{ijk}, alt_{ijk}$	BHD, Baumhöhe bzw. Alter des Baumes k am Forstort i zum Aufnahmezeitpunkt j
hnn_i	Geländehöhe des Forstortes i über NN
rw_i, hw_i	Rechts- und Hochwert des Forstortes i im Gauß-Krüger-Koordinatensystem (3. Meridian-Streifen)

Abweichend von den eindimensionalen Funktionen $f_1(\cdot)$ bis $f_4(\cdot)$ (vgl. Formel [1]) handelt es sich bei $f_5(\cdot)$ um eine zweidimensionale glättende Funktion zur Beschreibung des räumlichen Trends, die als bivariater isotroper penalisierter „thin plate“ Regressionsspline spezifiziert wird.

Die Effekte der drei Einzelbaumvariablen zeigen jeweils einen biologisch plausiblen Verlauf (Abbildung 3). Es ist zu beachten, dass jeweils die erklärenden Variablen auf der Abszisse gegen die abstrakten Effekte auf der Ebene der logittransformierten Zielgröße auf der Ordinate aufgetragen sind. Die Abbildungen lassen sich daher wie folgt

interpretieren: Mit steigendem Durchmesser nimmt der Bekronungsgrad zu. Gleichzeitig sinkt der Bekronungsgrad eines Baumes bei gegebenem Durchmesser mit der Baumhöhe. Im Vergleich zu den Effekten dieser beiden Prädiktoren hat der Alterseffekte eine deutlich geringere Variationsbreite, was auf einen geringeren Einfluss auf den Bekronungsgrad schließen lässt. Das Modell schätzt für einen Baum bei gegebener Dimension (BHD und Baumhöhe) Bekronungsgrade, die mit zunehmendem Alter abnehmen. Im Umkehrschluss wird für langsam gewachsene Bäume ein niedrigerer Bekronungsgrad vorhergesagt als für Bäume die dieselbe Dimension schneller erreicht haben.

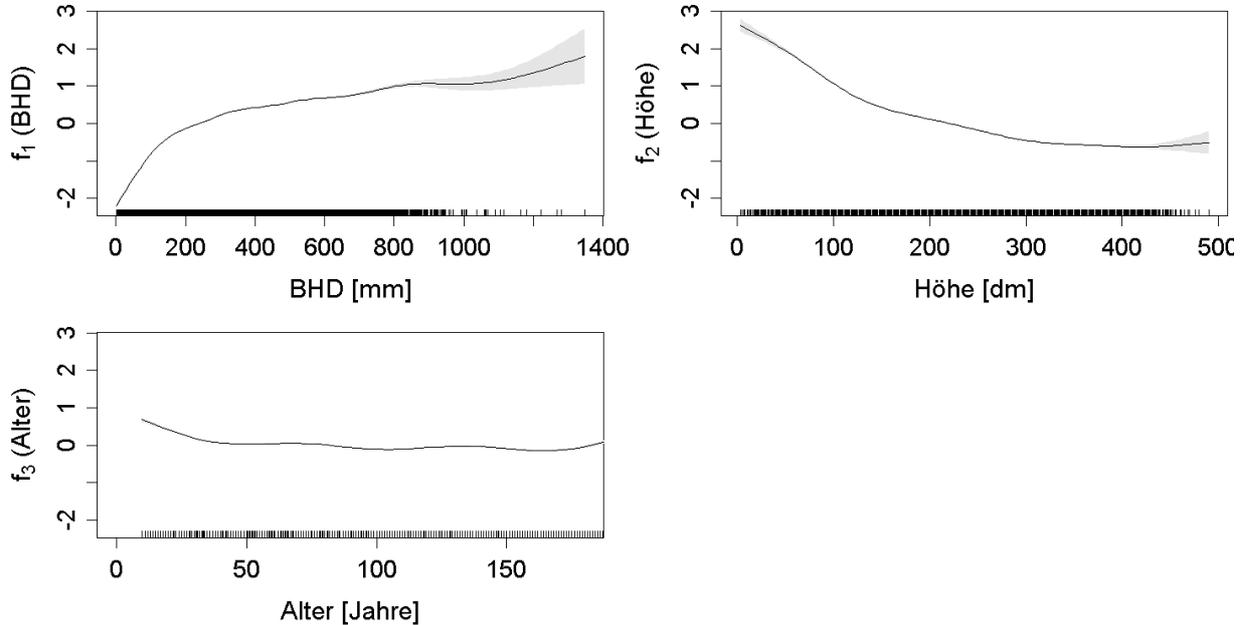


Abbildung 3: Effekt von Brusthöhendurchmesser (BHD), Baumhöhe und Alter auf den Bekronungsgrad

Unter den parzellen- bzw. plotbezogenen Variablen wirkt sich die Geländehöhe hochsignifikant auf den Bekronungsgrad aus. Dieser steigt bis zu einer Höhe von rund 100 m über NN mit der Geländehöhe. Mit weiter steigender Geländehöhe nimmt der Bekronungsgrad ab. Der räumliche Trend des Bekronungsgrades spiegelt die örtliche Variation des Bekronungsgrades wieder (Abbildung 4), deren Ursachen vielfältig sein können. Neben standörtlichen Gegebenheiten könnten auch regionale, forstamts- oder revierspezifische Behandlungseffekte eine Rolle spielen.

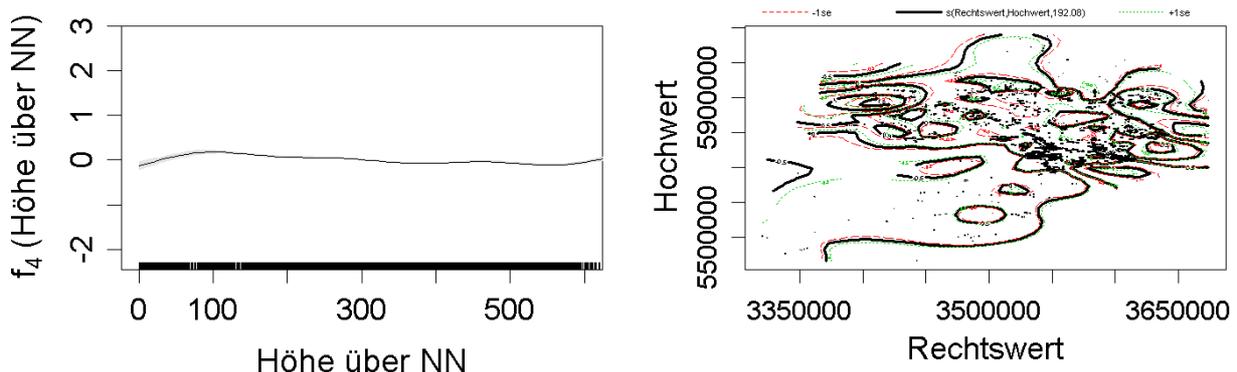


Abbildung 4: Effekt der Geländehöhe auf den Bekronungsgrad und räumlicher Trend des Bekronungsgrades

Insgesamt sind die Ergebnisse dieser ersten Modellstufe verzerrungsfrei und mit einem Standardfehler von 0,13 (Bekronungsgrad) behaftet. Bezogen auf die Kronenansatzhöhe beträgt der Fehler 2,9 m. Das Modell erklärt 38 % der Varianz innerhalb des Datenkollektivs.

Der geschätzte Bekronungsgrad auf der Logitebene geht als Vorschätzung in die zweite Modellstufe (GAMM) ein:

$$\text{logit}(E[bg_{ijk}]) = \alpha + f(\hat{\pi}_{ijk}) + a_i + b_i \hat{\pi}_{ijk} + a_{ij} + b_{ij} \hat{\pi}_{ijk}, \quad bg_{ijk} \sim \text{Quasibinomial} \quad [5]$$

bg_{ijk} Bekronungsgrad des Baumes k der Parzelle i bei der Aufnahme j

a_i, b_i Zufallseffekte der Parzelle i

a_{ij}, b_{ij}	Zufallseffekte der Aufnahme j innerhalb der Parzelle i
$\hat{\pi}_{ijk}$	Vorschätzung für Baum k der Parzelle i bei der Aufnahme j aus der ersten Modellstufe (Formel 1)

Die Zufallseffekte umfassen neben zufälligen Zu- bzw. Abschlägen auf das Interzept auch eine zufällige Variation des Koeffizienten der Vorschätzung.

Mit Hilfe der zweiten Modellstufe, die die zufälligen Abweichungen auf Ebene von Parzellen und Aufnahmen quantifiziert, kann der Standardfehler auf 0,09 (Bekronungsgrad) reduziert werden. Das entspricht einem Fehler von 2,1 m in Bezug auf die Kronenansatzhöhe. Die Schätzungen sind verzerrungsfrei. Die Zufallseffekte für die Aufnahmezeitpunkte variieren dabei deutlich stärker als die Zufallseffekte auf der Parzellenebene (Tabelle 2).

Tabelle 2: Standardfehler der Modellebenen

Modellebene	Standardfehler (Bekronungsgrad)	Standardfehler (Kronenansatzhöhe) [m]
feste Effekte	0.121	2.1
feste Effekte + zufällige Abweichung der Parzelle	0.115	2.6
feste Effekte + zufällige Abweichung der Parzelle und der Aufnahme (=Gesamtmodell)	0.092	2.7

Kronenprojektionsfläche

In das Modell zur Schätzung der Kronenprojektionsfläche gehen nur einzelbaumbezogene Variablen ein. Alle berücksichtigten Variablen sind hochsignifikant und stehen in nicht-linearem Zusammenhang zur Zielgröße. Das Modell berücksichtigt Effekte des BHD, der Baumhöhe und des Konkurrenzindex und ist nachfolgend gegeben:

$$kpf_{ik} = \alpha + f_1(d_{ik}) + f_2(h_{ik}) + f_3(konk_{ik}) + a_i + b_i d_{ik} + \varepsilon_{ik}, \quad \varepsilon_{ik} \sim N(0, \sigma^2 |v_{ij}|^{2\delta}) \quad [6]$$

kpf_{ik}	Kronenprojektionsfläche des Baumes k der Parzelle i
$d_{ik}, h_{ik}, konk_{ik}$	BHD, Baumhöhe bzw. Konkurrenzindex des Baumes k der Parzelle i
a_i, b_i	Zufallseffekte der Parzelle i

Die Ergebnisse zeigen einen engen positiven Zusammenhang zwischen dem Durchmesser und der Kronenprojektionsfläche (Abbildung 5). Daneben haben die Baumhöhe und der Konkurrenzindex einen deutlich geringeren Einfluss. Bei gegebenem Durchmesser nimmt die Kronenprojektionsfläche mit zunehmender Baumhöhe und steigendem Konkurrenzindex ab. Der Standardfehler des Modells liegt bei 9,4 m², es liegt keine Verzerrung der Schätzung vor. Ohne Berücksichtigung der Zufallseffekte liegt der Fehler dagegen bei 11,7 m².

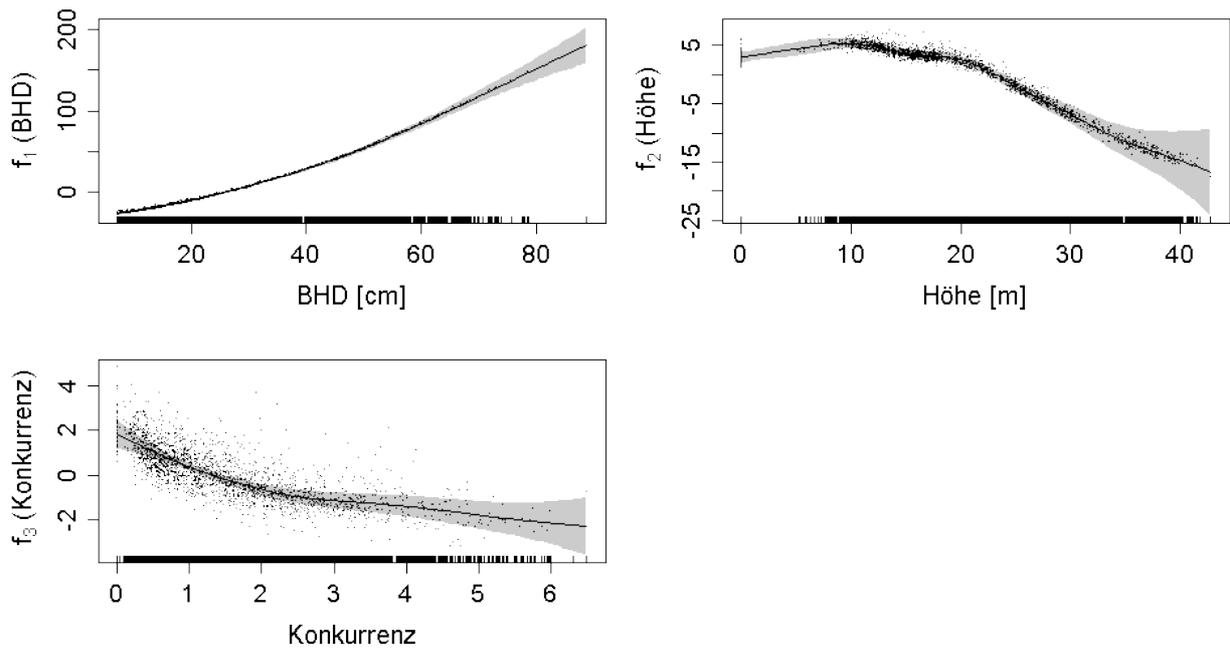


Abbildung 5: Effekt des Brusthöhendurchmessers (BHD), der Baumhöhe und der Konkurrenz auf die Kronenprojektionsfläche

Diskussion

Kronenansatzhöhe

Das zweistufige Modell zur Schätzung der Kronenansatzhöhe liefert plausible Vorhersagen des Bekronungsgrades bzw. der Kronenansatzhöhe. Dieses zweistufige Vorgehen bietet die Möglichkeit die Vorteile der verschiedenen Datengrundlagen zu kombinieren: Die Daten der Betriebsinventuren repräsentieren die realen Waldverhältnisse und sind räumlich systematisch verteilt. Gleichzeitig werden große Datenbereiche der Kovariablen sowie ihrer Kombinationen abgedeckt (Tabelle 1), sodass stabile und kausal plausible Modelleffekte geschätzt werden können (Formel 1). Die räumliche Repräsentativität erlaubt zusätzlich die Quantifizierung regionaler Unterschiede mithilfe einer räumlichen Trendfunktion. Die im Durchschnitt hohe Anzahl Messungen je Messzeitpunkt auf den Versuchspartellen erlaubt die Schätzung zufälliger Effekte mit Hilfe eines gemischten Modells (Formel 2), was zur Erhöhung der Schätzgenauigkeit für die einzelnen Flächen führt.

Im Vergleich zu den Modellen, die in den Wachstumssimulatoren ForestSimulator (NAGEL 1999) und Silva (PRETZSCH ET AL. 2002) Verwendung finden, führt das hier vorgeschlagene Modell zu einer deutlichen Steigerung der Prognosegüte. Der Vergleich erfolgt auf der Basis von intervallweise berechneten Medianen der Residuen (Abbildung 6). Diese Steigerung geht nicht zuletzt auf die Verwendung zusätzlicher Eingangsdaten zurück. Um eine vergleichbare Datengrundlage zu erhalten, wurden die Vergleichsmodelle auf der Grundlage der für das vorgestellte Modell verwendeten Versuchspartellendaten neu parametrisiert. Für diese Daten zeigt sich eine deutliche Unterschätzung der Kronenansatzhöhe im Bereich zwischen 15 und 20 m durch die Modelle aus dem ForestSimulator und aus Silva (Abbildung 6). In den übrigen Bereichen werden die Kronenansatzhöhen nach dem Silva-Modell z. T. deutlich überschätzt. Auch das Modell des ForestSimulators sowie die erste Modellstufe des hier vorgeschlagenen Modells überschätzt die Kronenansatzhöhen im oberen Bereich der Skala. Insgesamt weist das vorgeschlagene zweistufige Modell mit einem Fehler von 2,7 m in der ersten Stufe bzw. 2,1 m in der zweiten Stufe deutlich geringere Standardfehler auf als die betrachteten Vergleichsmodelle aus dem ForestSimulator (3,1 m) und Silva (3,2 m).

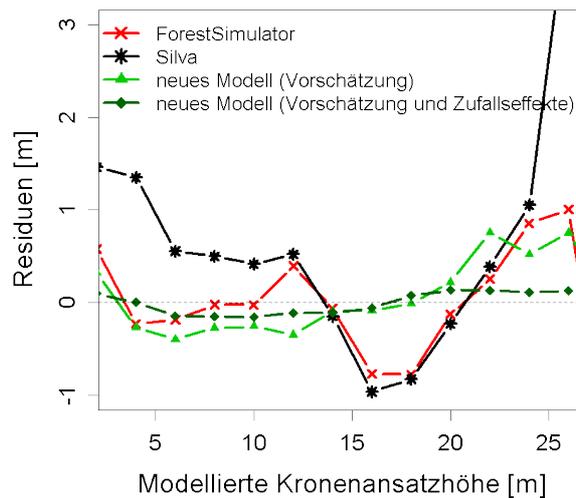


Abbildung 6: Modellvergleich: Intervallweise Mediane der Residuen verschiedener Modelle über den Vorhersagen der Kronenansatzhöhe zur Quantifizierung der Verzerrung

Kronenprojektionsfläche

Anstelle der Kronenprojektionsfläche werden häufig die Kronenbreite oder der Kronenradius geschätzt, aus denen unter der Annahme kreisrunder Kronen die Kronenprojektionsfläche berechnet werden kann. Als erklärende Variablen werden dabei der BHD (HASENAUER 1997; NAGEL & SCHMIDT 2006) und teilweise zusätzlich die Baumhöhe (PRETZSCH ET AL. 2002) verwendet. Der enge Zusammenhang zu diesen beiden Größen bestätigt sich auch im Rahmen dieser Arbeit. Darüber hinaus bietet die Berücksichtigung der Konkurrenzsituation eine weitere Möglichkeit die Treffsicherheit der Prognose zu verbessern, stellt jedoch erhöhte Anforderungen an das zugrundeliegende Datenmaterial.

Kalibrierung der Modelle

Die Anwendung gemischter Modelle, die wie die vorgestellten Modelle Zufallseffekte auf Parzellen- und/oder Aufnahmeebene quantifizieren (Formeln 5 und 6), setzt zur Parametrisierung Daten von jeder Parzellen und/oder Aufnahmen voraus, für die eine Vorhersage erfolgen soll. Für Flächen oder Zeitpunkte außerhalb des Parametrisierungsdatensatzes kann eine Prognose auf Grundlage des globalen Modells (nur feste Effekte) vorgenommen werden. Wenn für diese neuen Flächen oder Zeitpunkte einzelne Messungen der Zielgröße vorliegen, können diese zur Kalibrierung des Modells genutzt werden, um so die Schätzung für diese Flächen oder Zeitpunkte zu verbessern.

Die Methodik zur Kalibrierung findet sich beispielsweise bei LAPPI (1997) und MEHTÄTALO (2004). Folgender Zusammenhang wird verwendet um die benötigten Zufallseffekte unter Verwendung vorhandener Messungen zu berechnen:

$$\hat{b} = (Z' R^{-1} Z + D^{-1})^{-1} Z' R^{-1} (y - \mu) \quad [7]$$

\hat{b}	geschätzter Vektor der Zufallseffekte
Z	Design-Matrix der Zufallseffekte
R	geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen
D	geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Zufallseffekte,
y	Messwerte der Zielgröße
μ	Vorhersage des festen Modellteils (ohne zufällige Effekte)

Die Modelle können so je nach Datenverfügbarkeit optimal eingesetzt werden. Für weitere Einzelheiten sei auf die Literatur verwiesen (z.B. LAPPI 1991, 1997; MEHTÄTALO 2004).

Danksagung

Wir danken Herrn Dr. Thomas Böckmann für die Bereitstellung der Daten aus der Betriebsinventur der Niedersächsischen Landesforsten.

Literatur

- BACHMANN, M.: Indizes zur Erfassung der Konkurrenz von Einzelbäumen: Methodische Untersuchung in Bergmischwäldern. Forstliche Forschungsberichte München, 171, 1998
- GETZIN, S. & WIEGAND, K.: Asymmetric tree growth at the stand level: Random crown patterns and the response to slope. *Forest Ecology and Management*, 242 (2-3): 165–174, 2007
- GUERICKE, M.: Untersuchungen zur Kronenplastizität bei der Buche. Tagungsband der Jahrestagung des Deutschen Verbands Forstlicher Forschungsanstalten - Sektion Waldbau,, 66-75,, 1999
- GUERICKE, M.: Untersuchungen zur Wuchsdynamik von Mischbeständen aus Buche und Europ. Lärche (*Larix decidua*, Mill.) als Grundlage für ein abstandsabhängiges Einzelbaumwachstumsmodell. Dissertation, Universität Göttingen, 2001
- HASENAUER, H.: Dimensional relationships of open-grown trees in Austria. *Forest Ecology and Management*, 96 (3): 197–206, 1997
- HASENAUER, H., KINDERMANN, G., & STEINMETZ, P.: The tree growth model MOSES 3.0. *Sustainable Forest Management*. 2006
- HEGYI, F.: A simulation model for managing jack-pine stands. In: FRIES, J.: Growth models for tree and stand simulation. Royal College of Forest, Stockholm, 1974
- KRAMER, H. & AKÇA, A.: Leitfaden zur Waldmesslehre. Sauerländers Verlag, Frankfurt am Main, 2002
- LAPPI, J.: A longitudinal analysis of height/diameter curves. *Forest science*, 43 (4): 555–570, 1997
- LAPPI, J.: Calibration of Height and Volume Equations with Random Parameters. *Forest Science*, 37 (3): 781-801, 1991
- MEHTÄTALO, L.: A longitudinal height-diameter model for Norway spruce in Finland. *Canadian Journal of Forest Research*, 34 (1): 131–140, 2004
- MONSERUD, R. A. & STERBA, H.: A basal area increment model for individual trees growing in even-and uneven-aged forest stands in Austria. *Forest Ecology and Management*, 80 (1-3): 57–80, 1996
- MUTH, C. C. & BAZZAZ, F. A.: Tree canopy displacement at forest gap edges. *Canadian Journal of Forest Research*, 32 (2): 247–254, 2002
- MUTH, C. C. & BAZZAZ, F. A.: Tree canopy displacement and neighborhood interactions. *Canadian Journal of Forest Research*, 33 (7): 1323–1330, 2003
- NAGEL, J.: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystem für Norddeutschland. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, 128, 1999
- NAGEL, J. & SCHMIDT, M.: The Silvicultural Decision Support System BWINPro. In: HASENAUER, H.: Sustainable Forest Management, Growth Models for Europe. Springer, Berlin/Heidelberg, 2006
- OKER-BLOM, P. & KELLOMÄKI, S.: Effect of grouping of foliage on the within-stand and within-crown light regime: comparison of random and grouping canopy models. *Agricultural Meteorology*, 28 (2): 143–155, 1983
- PINHEIRO, J. C. & BATES, D. M.: Mixed-effects models in S and S-PLUS. Springer Verlag, 2000
- PINHEIRO, J., BATES, D., DEBROY, S., SARKAR, D., & R DEVELOPMENT CORE TEAM: nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. , 2010
- PRETZSCH, H.: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein-und Mischbestände. Forstliche Forschungsberichte München, 115, 1992
- PRETZSCH, H.: Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Parey, Berlin/Wien, 2002
- PRETZSCH, H., BIBER, P., & D'URSKÝ, J.: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *Forest Ecology and Management*, 162 (1): 3–21, 2002
- ROUVINEN, S. & KUULUVAINEN, T.: Structure and asymmetry of tree crowns in relation to local competition in a natural mature Scots pine forest. *Canadian Journal of Forest Research*, 27 (6): 890-902, 1997
- RÖHLE, H.: Untersuchungen zur Ermittlung der Genauigkeit bei der Ablotung von Kronenradien und der Berechnung von Kronengrundflächen. Jahrestagung des Deutschen Verbandes forstlicher Forschungsanstalten - Sektion Ertragskunde,, 1983
- SORRENSEN-COTHERN, K. A., FORD, E. D., & SPRUGEL, D. G.: A Model of Competition Incorporating Plasticity through Modular Foliage and Crown Development. *Ecological Monographs*, 63 (3): 277-304, 1993
- WOOD, S. N.: Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida, USA, 383 S., 2006
- YOKOZAWA, M.: Size hierarchy and stability in competitive plant populations. *Bulletin of mathematical biology*, 61 (5): 949–961, 1999
- YOUNG, T. P. & HUBBELL, S. P.: Crown Asymmetry, Treefalls, and Repeat Disturbance of Broad-Leaved Forest Gaps. *Ecology*, 72 (4): 1464-1471, 1991

Sächsische Ertragsversuche – Auslaufmodell oder Erkenntnisquell?

- im Andenken an Professor Dr. rer. silv. habil. Günter Wenk -

(am 9. Mai 2011 wäre sein 80. Geburtstag gewesen)

Dorothea Gerold

Institut Waldwachstum und Forstliche Informatik, TU Dresden, Piener Str. 8, 01737 Tharandt

1. Einleitung

Die ältesten gegenwärtig noch betreuten Ertragsversuche in Sachsen gehen auf das Wirken von Max KUNZE Ende des 19. Jahrhunderts zurück. Die Messdaten der Versuche werden seit 1999 in einer Versuchsflächendatenbank unter ORACLE archiviert und geben Auskunft über die Erfolge der nunmehr 50-jährigen Bemühungen zum Waldumbau und dem Zuwachsverhalten der Fichte in den ostdeutschen Mittelgebirgen. Die Daten waren aber auch von unschätzbarem Wert bei der Anpassung von BWINPro (NAGEL et al. 2002) an sächsische Wuchsbedingungen durch Neuparametrisierung der Wachstumsfunktionen sowie für das Testen von Konkurrenzmodellen und die Evaluierung des Wachstumssimulators BWINPro-S (SCHRÖDER 2004, MÜNDER 2005). Beispielhaft werden ertragskundliche Erkenntnisse basierend auf den Messdaten der letzten 50 Jahre vorgestellt und noch offene Fragen aufgezeigt und diskutiert.

2. Sächsisches Versuchswesen

WENK resümiert in seinem Artikel „Zur Geschichte des sächsischen forstlichen Versuchswesens“ (1992), dass die Geschichte mit Untersuchungen von KRUTZSCH, STÖCKHARDT sowie SCHRÖDER im Jahre 1848 beginnt und sich in vier Phasen unterteilt. Dies sind der Zeitraum 1848 bis 1870 mit der Etablierung des ertragskundlichen Versuchswesens geprägt durch VON BERLEPSCH, der Zeitraum 1870 bis 1918, der Glanzzeit der waldmesskundlichen Untersuchungen, geprägt durch KUNZE und BORGMANN, der Zeitraum 1919 bis 1945 geprägt durch neue Fragestellungen vor allem von WIEDEMANN zu Wuchsstockungen und BUSSE zu Durchforstungsverfahren und der Zeitraum 1945 bis 1995, der Phase der Neuorientierung. Es ist dem Engagement der Herren KLEINERT, HENGST, MEYER, WENK und WÄTZIG zu verdanken, dass nach dem Verlust der überwiegenden Mehrheit der sächsischen Versuche nach dem II. Weltkrieg der Aufbau eines neu ausgerichteten Flächennetzes gelang und die Tradition weitergeführt werden konnte. Seit 1996 wird die Erfolgsgeschichte durch die Professur für Holzmess- und Waldwachstumskunde unter Leitung von Professor RÖHLE bewahrt und durch die Anlage von Chronosequenzflächen zum Buchenvoranbau weitergeschrieben. Es ist Verpflichtung, die Versuchsflächendaten sicher zu archivieren, für die Beantwortung aktueller Fragestellungen zu nutzen und auch künftigen Forschergenerationen digital zu erhalten.

1997 bis 1999 wurde eine Versuchsflächendatenbank unter ORACLE 7.3 entwickelt (RÖHLE 1999, RÖHLE et al. 2000). Sie ermöglicht die effiziente, widerspruchsfreie und dauerhafte Speicherung der seit 1890 einzelstammweise bereitgestellten Originalmesswerte. ORACLE organisiert intern die strukturierte Speicherung der Daten und kontrolliert alle lesenden und schreibenden Zugriffe auf die Datenbank. 2010 wurde das Datenbanksystem auf ORACLE Database 11 umgestellt. Die Daten stammen zu 80 % aus Sachsen, 15 % aus Thüringen und 5 % aus Sachsen-Anhalt (Harz). Der Umfang an zu verwaltenden Einzelbaumdaten beträgt gegenwärtig 980.000 Durchmesser- und 136.000 Höhenmesswerte. Davon entfallen 50 % auf die Baumart Fichte, 17 % auf Buche, 8 % auf Eiche und 7 % auf Kiefer. Außerdem liegen 77.500 Stammfußkoordinaten sowie 35.000 Kronenradien vor. Die Messdaten in der Datenbank werden durch umfangreiche Sicherheitsabfragen und Plausibilitätskontrollen überwacht, so dass bei jedem Hinzufügen von Daten die Qualität des bestehenden Datenpools gesichert bleibt. Die Datenbank besitzt eine komfortable, menügesteuerte Benutzeroberfläche, die ertragskundliche Basisauswertungen einschließlich grafischer Darstellungen ermöglicht.

Voraussetzung für Auswertungen ist zum einen die Zuordnung einer baumartenspezifischen Formzahlfunktion zur Berechnung von Schaft- und Derbholzvolumen, integriert sind 45 Schaft- und 41 Derbholzfunktionen, wobei für Fichte und Kiefer mehrere regionalgültige Funktionen zur Auswahl vorliegen und zum anderen auch die Zuordnung von Höhen aus der Bestandeshöhenkurve. In der Regel wird die Michailow-Funktion benutzt. Jeder Baum erhält die Höhe aus der Funktion zugewiesen und auch die Parameter der Funktion werden abgespeichert. Beim Vorliegen von mindestens drei Wiederholungsaufnahmen ist es auch möglich, zwischen zwei Höhenmodellen a) den mittelstammorientierten Wachstumsfunktionen (RÖHLE 1999) oder b) dem Koeffizientenausgleich der Bestandeshöhenkurven (GEROLD 1979) zu wählen und mit modellierten, d.h. im Trend aufeinander abgestimmten, Höhenkurven zu arbeiten. Auch in diesem Fall erhält jeder Baum eine Höhe zugewiesen und die Parameter der Funktion werden abgespeichert. So ist sichergestellt, dass bei wiederholten Auswertungen immer auf die gleichen auf Plausibilität geprüften Messdaten zurückgegriffen wird. Abbildung 1 enthält beispielhaft für Baum 510 alle für die Aufnahme im Jahr 2010 in der Datenbank archivierten Einträge.

Tabelle Messdaten Durchmesser / Höhen																	
Export Messung Datentest Wachstumstabelle Ende																	
Forstamt		5615 Paulinzella					Versuch		10403			Parzelle		02			
Revier		Kienberg					Teilfläche		8526 a1								
Aufnahme	16.10.1974			04.10.1984			12.10.1994			01.07.2003			07.10.2010				
Wert	Aus	H	D	Aus	H	D	Aus	H	D	Aus	H	D	Aus	H			
Einheit	m		cm	m		cm	m		cm	m		cm	m				
Bst.-E.	Art	Baum	25	59	603	217	36	386	65	74	323	84	113	239	0	124	
1	Fi	510			37.0												
		601			27.8	7											
		602			42.7												
		603			29.0												
		604			21.4	4											
		605			28.8												
		606			24.2												
2	Ki	607			28.0												
		608			28.3												
		701			24.4												
2	Ki	702			25.9												
		703			27.2												
		704			33.4												
1	Fi	705			14.2	5											
		706			46.6	1											
		707			28.4												

Abbildung 1: Informationen zum Baum 510, Versuch 1040302, Aufnahme 07.10.2010

Die Daten der Versuchsflächen waren im letzten Jahrzehnt Basis für Qualifizierungsarbeiten (GREINER 2007, RÖHLING 2007, SEIPT 2008, MUSTER 2009, SEIFERT 2009, WEYLAND 2009, BEYER 2010, GRABNER 2010, SCHWARZE 2010 und WERTHER 2010). Nachfolgend wird anhand von vier Fragestellungen die Bedeutung von Versuchsflächendaten aufgezeigt und es werden Forschungsfragen angediskutiert.

3. Ergebnisse

3.1. Zuwachs der Fichte in den Mittelgebirgen Ostdeutschlands

In den letzten Jahren wird heftig über den Einfluss von Klimaänderungen und deren Auswirkungen auf Zuwachs und Stabilität von Waldbeständen debattiert. Die Zuwachsdaten von 70 Fichten-Weiserflächen bestehend aus je drei benachbarten standortähnlichen Parzellen (Nullfläche, Parzelle mit 10- bzw. 15-/20-jährigem Durchforstungsintervall) verdeutlichen für die letzten 40 Jahre das Wachstum der Fichte in Westsachsen, in Thüringen und im Harz und geben Auskunft über den Volumenzuwachs bei unterschiedlicher Bestockungsdichte unter definierten Umweltbedingungen (GEROLD 1987, 2004b, 2007a, b, WÄTZIG 1989, GEROLD/ GEROLD 2001; GREINER 2007, RÖHLING 2007, GRABNER 2010).

Der mittlere jährliche Volumenzuwachs der Fichte variierte im rund 40-jährigen Zeitraum je nach Standort (Bonität) und Behandlung in Thüringen zwischen 9 und 17 $\text{Vfm}/(\text{a}\cdot\text{ha})$, im Harz zwischen 6 und 25 $\text{Vfm}/(\text{a}\cdot\text{ha})$ und im Westerzgebirge zwischen 6 und 23 $\text{Vfm}/(\text{a}\cdot\text{ha})$. Besonders im Westerzgebirge unterlag der laufend jährliche Volumenzuwachs in den einzelnen Zuwachsperioden ähnlichen Schwankungen (Abbildung 2). Da die Weiserflächen nicht im klassischen Immissionsgebiet des Erzgebirges liegen, können diese auf Umwelteinflüsse zurückgeführt werden.

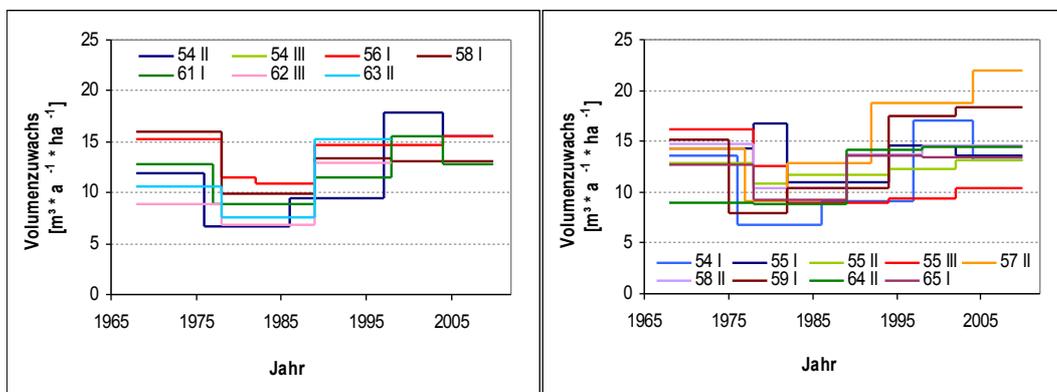


Abbildung 2: Mittlerer jährlicher Volumenzuwachs schwach (*links*) bzw. mäßig (*rechts*) durchforsteter mittelalter Fichtenbestände, Westerzgebirge (GRABNER 2010, S. 40)

GEROLD/GEROLD (2001) stellten die mittleren jährlichen Zuwächse der Aufnahmeperioden den Zuwachsschätzgrößen nach der Ertragstafel WENK et al. (1985; Reduktion des Zuwachses mit dem Bestockungsgrad für $B^\circ < 1$) gegenüber. Für Fichte ergibt sich bei einem mittleren Volumenzuwachs von 12,6 Vfm/(a·ha) über alle Flächen und Aufnahmeperioden eine durchschnittliche Zuwachsabweichung zwischen Ertragstafelschätzwert und Versuchsflächenwert von + 0,3 m³/(a·ha) (3 %). Für zehnjährige Zuwachsprognosen hat die Häufung von zuwachsschwachen bzw. -starken Jahren weitreichende Konsequenzen. Der systematische Zuwachsschätzfehler von + 3 % steigt für die zuwachsschwache Periode 1975 bis 1987 auf + 10 % bzw. sinkt in der zuwachsstarken Periode 1988 bis 1998 auf - 8 % ab. D. h. je nachdem in welches Zeitfenster eine Inventur der Forsteinrichtung fiel, hat sie mit Hilfe der Ertragstafel den wirklichen laufenden Zuwachs unter- bzw. überschätzt. Nach GRABNER (2010) ergeben sich für die Weiserflächen des Westerzgebirges die in Tabelle 1 aufgeführten Zuwachsschlussgrade.

Tabelle 1: Bestockungs- [$B^\circ = G_{\text{real}}/G_{\text{ET}}$] für fünf Inventurzeitpunkte (1968, ..., 2002) und Zuwachsschlussgrad [$iV^\circ = iV_{\text{real}}/(iV_{\text{ET}} \cdot B^\circ)$] der Zuwachsprognose (aus GRABNER 2010, Anhang E 9).

Behandlung	A							B							C			
Parzelle	54	54	56	58	61	62	63	54	55	55	55	57	58	59	64	65	56	
Jahr	II	III	I	I	I	III	II	I	I	II	III	II	II	I	II	I	III	
1968	Alter [a]	64	64	59	76	77	63	40	64	70	70	70	46	76	32	49	60	59
	B°	0,8	0,8	1,0	1,0	0,9	0,8	0,7	1,0	0,8	1,0	0,8	1,0	0,9	1,3	1,0	1,3	0,9
	iV°	0,7	0,7	1,0	1,2	0,9	0,5	0,6	0,9	0,9	0,8	1,1	0,9	1,1	0,8	0,6	0,9	1,1
1975-78	Alter [a]	72	72	69	86	86	73	50	72	80	80	80	55	86	39	59	70	69
	B°	0,8	0,8	1,0	1,0	0,9	0,8	0,7	0,7	0,9	0,9	0,9	0,9	0,8	0,7	0,9	1,2	0,8
	iV°	0,4	0,4	0,7	0,7	0,7	0,5	0,4	0,4	1,2	0,8	0,9	0,6	0,8	0,4	0,6	0,6	0,8
1982-86	Alter [a]	82	82	73	97				82	84	84	84	60	97	46			73
	B°	0,8	0,7	0,8	1,1				0,7	0,9	0,8	0,7	0,8	0,8	0,7			0,7
	iV°	0,7	0,6	0,7	1,1				0,7	0,9	0,9	0,7	0,8	1,1	0,5			0,7
1989-94	Alter [a]			80		98	84	61		96	96	96	70		58	70	81	80
	B°			0,8		1,0	0,9	0,8		1,0	0,9	0,7	0,9		0,8	0,9	1,2	0,8
	iV°			1,0		0,9	0,9	0,9		1,3	1,0	0,8	1,2		1,0	1,0	1,0	1,0
1997-98	Alter [a]	93	93		106	107	93	70	93					106		79	90	
	B°	0,9	0,8		1,2	1,1	0,2	0,3	0,8					0,9		0,8	1,0	
	iV°	1,4	1,1		1,2	1,3	0,4	0,4	1,3					1,3		1,0	1,0	
2002-04	Alter [a]	100	100	95		113			100	104	104	104	82		66			95
	B°	1,1	1,0	1,1		1,2			0,9	1,1	0,8	0,6	1,2		0,9			0,7
	iV°	1,4	1,1	1,3		1,2			1,1	1,4	1,3	1,0	1,6		1,1			1,1

Obwohl die Ertragstafel WENK et al. (1985) eine deutlich zuverlässigere Zuwachsschätzung erwarten lassen sollte, da in der Tafel besonders für mittlere und geringere Bonitäten im höheren Alter ein deutlich größerer Volumenzuwachs ausgewiesen wird, der für die Bonität 22 (IV.) im Alter 100 doppelt so groß ist wie nach der Ertragstafel von WIEDEMANN 1936/42 oder ASSMANN/Franz 1963, liegt der reale Zuwachs in den letzten 20 Jahren deutlich über den Erwartungen (Differenz zwischen B° zu Beginn der Zuwachsperiode und Zuwachsschlussgrad $\approx 0,3$; +30 %).

Im Zusammenhang mit dem Zuwachs stellt sich stets die Frage nach der Zuwachsabschöpfung (Abbildung 3). In den rund 40 Jahren schieden Volumina zwischen 50 und 520 m³/ha aus. Die Abschöpfung schwankt zwischen 6 % und 80 %. Die durchschnittlich jährliche Nutzung beträgt 5 m³/(a·ha). Der Grund der Entnahme variiert stark, unterschieden wird zwischen planmäßiger (entsprechend der Zielstellung) bzw. unplanmäßigen Nutzung (notwendig, Mortalität, Schadholz, fehlend). Der Anteil letzterer liegt zwischen 37 und 100 %.

Für die ausgewählten Parzellen des Westerzgebirges schwankt die unplanmäßige Nutzung zwischen 1,1 und 12,3 m³/(a·ha), d.h. sie entspricht fast keiner bzw. einer vollständigen Abschöpfung des Zuwachses. In Thüringen schwanken die Werte zwischen 4 und 12,8 m³/(a·ha), im Harz dagegen nur zwischen 0,5 bis 2 m³/(a·ha).

Die Stabilität der Fichtenbestände wird ganz wesentlich durch die Jungbestandspflege beeinflusst (HILLER 2005, DÜRING 2006). Nach HILLER können Bestände der III. Altersklasse in Thüringen mit hohen h/d-Werten und zu

niedrigem Kronenanteil nur langfristig an andere Pflegeziele angepasst werden. Hohe Schlankheitsgrade können nicht kurzfristig durch starke hochdurchforstungsartige Eingriffe verringert werden, vor allem dann nicht, wenn es sich um Bestände mit Pfliegerückstand und geringer Einzelbaumstabilität handelt. Auftretende Schäden in derartigen Beständen müssen als Preis für den verspäteten Pflegebeginn akzeptiert werden.

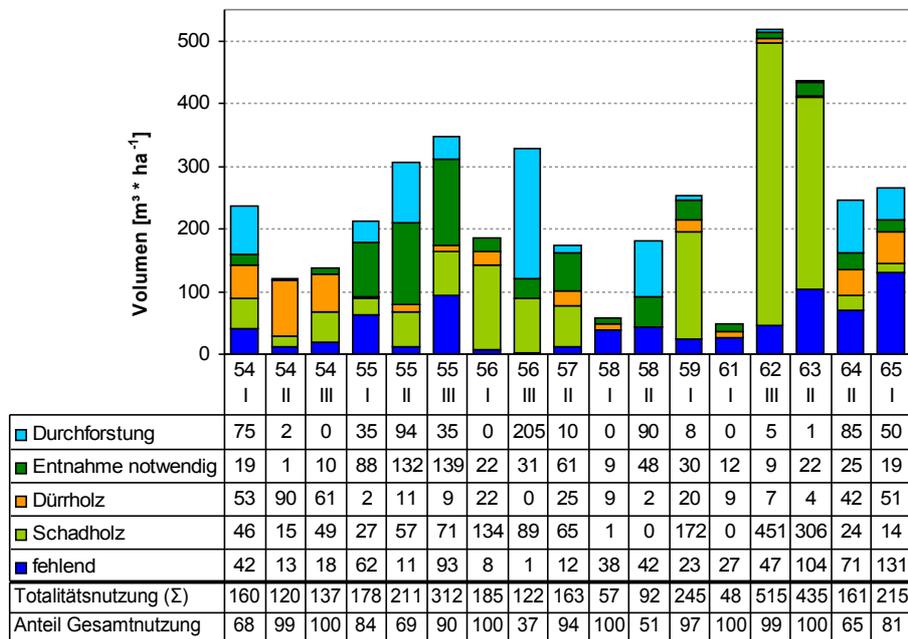


Abbildung 3: Ausscheidendes Volumen zwischen 1968 und 2010 getrennt nach Entnahmegrund; Westerzgebirge (aus GRABNER 2010; S. 44)

Die aus den Versuchsflächen ableitbaren Ursache-Wirkungs-Beziehungen decken sich in Sachsen sehr gut mit den Inventurergebnissen 2002 - 2008. Nach SCHMID (2010) lag der Volumenzuwachs von 12,2 m³/(a·ha) in dieser Periode sogar 31 % über dem nach den Ertragstafeln prognostizierten, wobei die Zuwachsabweichungen vor allem ab der V. Altersklasse zu verzeichnen sind. Die Nutzung lag bei 7,6 m³/(a·ha; Vfm) und als nicht verwertbarer Abgang konnten davon 0,4 m³/(a·ha; Vfm) ausgewiesen werden. Der Anteil der unplanmäßigen Nutzung liegt für Fichte im Westerzgebirge bei über 50 %. Die Befunde lassen erkennen, dass man nicht auf langfristige Versuche verzichten kann, um die Waldentwicklung einer Region in einem bestimmten Inventurzeitraum zu verstehen und richtig in den Gesamtkontext einzuordnen vermag.

3.2. Evaluierung des Höhenzuwachsmodells Fichte in BWINPro-S

Das Höhenwachstum in Abhängigkeit vom Alter wird üblicherweise in Bonitätsfunktionen widerspiegelt, deren Verlauf regional unterschiedlich ist. Der Höhenzuwachs für Fichte wird in BWINPro-S nach der Ertragstafel WENK et al. (1985), mittleres Bonitätssystem (MÜNDER 2003, 2005) ermittelt. Es wird eine „Quasi-Oberhöhenbonität“ $HBon$ anhand des aktuellen Alters-Höhen-Verhältnisses für den Spitzenhöhenstamm (H_{100}) bestimmt und die Höhen $H_{100(t+5)}$ und $H_{100(t)}$ nach (1) berechnet:

$$H_{100} = b_0 \cdot e^{-(b_1 \cdot (b_3 + b_4 \cdot HBon + b_5 \cdot HBon^2))} \cdot (1 - e^{b_2 \cdot Alter})^{(b_3 + b_4 \cdot HBon + b_5 \cdot HBon^2)} \quad (1)$$

Der relative potentielle Oberhöhenzuwachs $iHrelpot$ ergibt sich aus der Differenz beider Höhen dividiert durch die Ausgangshöhe. Der baumindividuelle relative Höhenzuwachs $iHrel$ wird unter Einbeziehung der Zufallsvariablen ε geschätzt (2):

$$iHrel = iHrelpot + p_0 \cdot (H_{100} / h)^{p_1} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{mit } iHrelpot = iHpot / H_{100} \text{ und } h_{t+5} = h_t + h_t \cdot iHrel. \quad (3)$$

(4)

Die Evaluierung des Modells erfolgt anhand der prognostizierten Bestandesmittel- und -oberhöhen von Fichtenbeständen (Evaluierungsdatensatz). Ohne die Abweichungen näher durch Maße wie Bias und Präzision zu quantifizieren, wird bereits aus Abbildung 4 ersichtlich, dass die Schätzung für Altbestände gut ist. Für

Jungebestände führt das Modell zur Unterschätzung. Der reale relative Höhenzuwachs schwach dimensionierter Fichten wird unterschätzt. Daran ist auch die Zufallsvariable (Fehlerkomponente) ε , die für jeden Baum neu berechnet wird, mitbeteiligt. Sie stellt das stochastische Element in der Höhenzuwachsrechnung dar und soll die Variabilität in den Höhenwerten erhalten. Es muss festgestellt werden, dass mit dem Höhenzuwachsmodell die zeitliche Veränderung der Höhe-Durchmesser-Beziehungen sächsischer Fichtenjungbestände nicht wirklichkeitsnah nachgebildet wird.

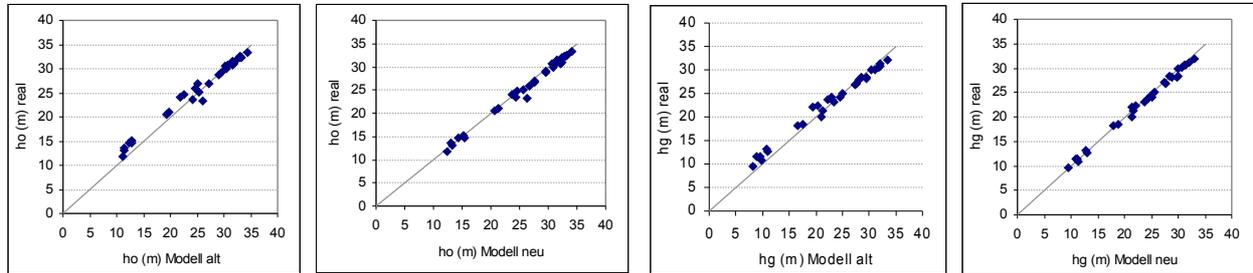


Abbildung 4: Vergleich altes und neues Modell für Oberhöhe (links) und Mittelhöhe (rechts); Fichte

Um dieses Problem zu beheben, erfolgte durch SCHRÖDER (2011) eine Neu-Parametrisierung inklusive Erweiterung des Ansatzes durch Hinzufügen des Koeffizienten p_2 :

$$iHrel = p_2 \cdot iHrelpot + p_0 \cdot (H_{100} / h)^{p_1} \quad (5)$$

Das Evaluierungsergebnis verbessert sich (Abbildung 4). Allerdings wird die bessere Prognose in jüngeren Beständen mit einem Trend zur Unterschätzung in Altbeständen erreicht. In der Abbildung 5 werden die Konsequenzen der Einzelbaumhöhenprognose auf den Bestandesvorrat aufgezeigt. Während der Vergleich der realen mit den prognostizierten Volumina bei tolerierbarer Abweichung von ± 25 V_{fm}/ha mit dem neuen Modell eine Verbesserung erkennen lässt, sind die Abweichungen von über 50 m^3/ha im Altersbereich 40 bis 60 Jahre noch immer nicht akzeptabel.

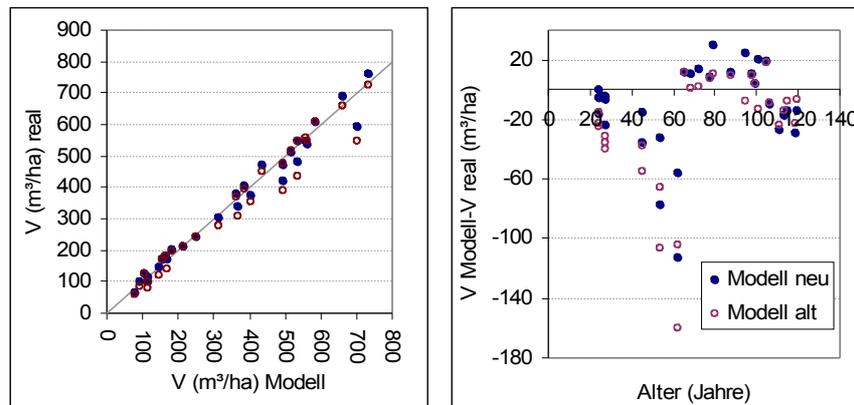


Abbildung 5: Einfluss des $iHrel$ -Modells auf die Prognose des Bestandesvolumens

Das Modell zur Höhenzuwachsschätzung muss für Sachsen weiter evaluiert werden. Für Baden-Württemberg konnten ALBRECHT et al. (2011) bereits nach Neu-Parametrisierung sehr gute Ergebnisse erzielen.

3.3. Evaluierung des Jugendwachstumsmoduls der Buche in BWINPro-S

Das Jugendwachstum der Buche wurde als Voranbaummodell unter Kiefern- und Fichtenschirmschichten konzipiert, modelliert und parametrisiert und ist bisher nur in die sächsische Version BWINPro-S eingebunden (SCHRÖDER 2004 und MÜNDER 2005). Für die im Voranbau etablierbare Buche wurden bis zur Überschreitung einer Höhe von 15 m eigene Funktionen für das Wachstum bzw. neue Koeffizienten für bereits vorhandene Funktionen entwickelt. Die Höhenzuwachsschätzung beruht auf einem linearen Ansatz (6) und ist abhängig von Ausgangshöhe h , dem Alter Alt und dem Konkurrenzindex V_{KF} (MÜNDER/SCHRÖDER 2001):

$$iH = a_0 + a_1 \cdot h + a_2 \cdot Alt + a_3 \cdot \ln(CI_V_{KF}) + a_4 \cdot \ln(CE_V_{KF}) \quad (6)$$

Dabei wird zwischen den Teilindizes CI_V_{KF} (intraspezifische Konkurrenz innerhalb der Buchen-Voranbauschicht) und CE_V_{KF} (interspezifische Konkurrenz vom Kiefern- bzw. Fichtenschirm ausgehend) unterschieden, um die Anpassungsgüte des Modells zu erhöhen (MÜNDER 2005). Zur Identifizierung der Konkurrenten wird das Suchkegelmodell mit einem Öffnungswinkel von 80° angesetzt am Kronenansatz genutzt. Die Höhenentwicklung ist das zentrale Element des Jugendwachstumsmodells. In Tabelle 2, Zeilen 2 und 5 sind die

Koeffizienten aufgelistet (SCHRÖDER 2003, MÜNDELER 2005, DÖBBELER et al. 2009). Auf Grundlage der zwei Chronosequenzen und einer zweiten Zuwachsperiode erfolgte eine Neu-Parametrisierung der Höhenzuwachsfunction durch MUSTER (2009) und SEIFERT (2009). Die realen mittleren jährlichen Höhenzuwächse sind gegenüber der Erstparametrisierung aus längeren Zuwachsperioden abgeleitet. Tabelle 2, Zeile 3 und 6 enthalten die neu ermittelten Koeffizienten.

Tabelle 2: Koeffizienten des Höhenzuwachsmodells für das Voranbaumodell Buche (unter Fichten- bzw. Kieferschirm)

	N	R^2_{adj}	SE	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4
iHModell Fi BWINPro-S	256	0,65	6,929	68,8167	2,7085	-1,4036	-2,9605	-6,1928
iH_{realFi}	224	0,3	15,582	68,3178	0,4288	-1,0624	-2,4741	-4,9958
$iH_{realFi\ neu}$	224	0,46	13,658	79,03	-	-1,02	-8,029	-4,922
iHModell Ki BWINPro-S	321	0,63	9,75	98,754	0,649	-1,539	-5,741	-9,193
iH_{realKi}	225	0,36	16,89	87,245	-0,366	-0,41	-14,676	-4,278
$iH_{realKi\ neu}$	225	0,363	16,85	85,5	-	-0,498	-14,446	-3,952

mit R^2_{adj} = korrigiertes Bestimmtheitsmaß; SE = Standardfehler; a_0 ... a_4 Koeffizienten

Für die Chronosequenzen als Ganzes (Abbildung 6), besteht jeweils nur eine geringe Korrelation des jährlichen Höhenzuwachses iH zur Ausgangshöhe. Eine straffere Beziehung zwischen Ausgangshöhe und Höhenzuwachs kann nur für jedes der drei Alter sowohl für die realen als auch für die modellierten Höhen festgestellt werden.

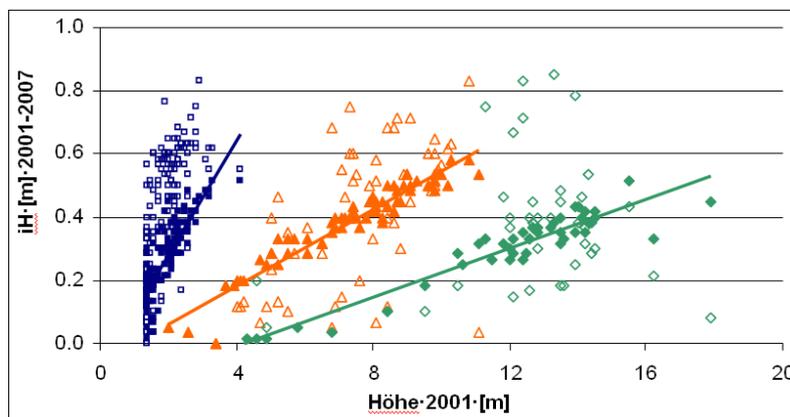


Abbildung 6: Reale (leer) und modellierte jährliche Höhenzuwächse (voll); Voranbau Buchen unter Kiefer (aus SEIFERT 2009, S. 42)

Bei geringer Ausgangshöhe werden die Höhenzuwächse unterschätzt und auch die Variationsbreite der realen Höhenzuwächse kann nicht abgebildet werden. Die Evaluationswerte sind schlechter. Die relative Verzerrung von 18,6 % ist auf 25,1 % angestiegen. Eine mögliche Ursache für die Unterschätzung des Höhenzuwachses der Buche stellt der „überbewertete“ Konkurrenzinfluss des Kieferschirmes dar. Die hemmende Wirkung des Schirmes, wie sie durch den Koeffizienten a_4 (Tabelle 2) in der Höhenzuwachs-gleichung des Jugendwachstumsmoduls ausgedrückt wird, konnte bei der Neubearbeitung nicht nachgewiesen werden. Die neu ermittelten Koeffizienten zeigen, dass der Schirmeinfluss (Koeffizient a_4) geringer ist als der der intraspezifischen Konkurrenz. Gleichzeitig verhält sich die Ausgangshöhe nicht signifikant. Daher wurde ein rückwärtiger Ausschluss des nicht signifikanten Koeffizienten für die Ausgangshöhe (a_1) vorgenommen, und es konnten die Koeffizienten (Tabelle 2, Zeile 4 und 7) ermittelt werden. D.h. obwohl für die Einzelflächen der Chronosequenz eine straffe Korrelation zwischen geleistetem Höhenzuwachs und Ausgangshöhe besteht, konnten weder MUSTER (2009) für die Buchen-Chronosequenz unter Fichte noch SEIFERT (2009) für die unter Kiefer dies mit diesem Regressionsansatz nachweisen. Bestätigt wurde, dass das Alter eine unerlässliche Variable im Voranbaumodell Buche ist. Auch dieses Modell sollte mit Vorliegen weiterer Datensätze erneut qualitativ und quantitativ evaluiert werden.

3.4 Evaluierung von BWINPro-S für „Buchen-Plenterwald“

Im Zuge der Hinwendung zu natürlich verjüngten, ungleichaltrigen Beständen steht natürlich auch die Frage, inwieweit das Programm BWINPro-S das Höhen- und Durchmesserwachstum derartiger Bestände prognostizieren kann. SCHWARZE (2010) testet dies anhand eines Buchenbestandes mit plenterartiger Struktur. Er unterteilt die Buche in vier Pseudobaumarten „Buche“ unterschiedlichen Alters. Die Einteilung orientiert sich am vertikalen Kronenschluss und erfolgt nach Höhenstufen. Mit den Messdaten von 2002 wird eine Prognose bis zum Jahr 2009 durchgeführt und mit den 2009 real gemessenen Werten verglichen. Zur realitätsnahen Konkurrenzbeschreibung werden nur Buchen innerhalb eines 10 m Randstreifens betrachtet. Anders als bei Buche im Voranbau ergeben sich für die plenterartige Struktur für Höhe (H) und Höhenzuwachs (zH) in den vier

Höhenstufen (mit „fiktivem“ Alter), dass die Höhen der Höhenstufe "1,3 – 7 m" größten Teils überschätzt werden, die der Höhenstufe "7,1 – 1" streuen gleichmäßig um die "Ideallinie" während im Höhenbereich "15,1 – 25 m" eine Unterschätzung erfolgt (Abbildung 7). Alle Abweichungen, abgesehen von zwei Ausreißern, liegen im Bereich zwischen ± 6 m Höhe. Im Mittel weichen die prognostizierten Höhen um $-0,10$ m von den realen Höhen ab (Präzision 2,69 m).

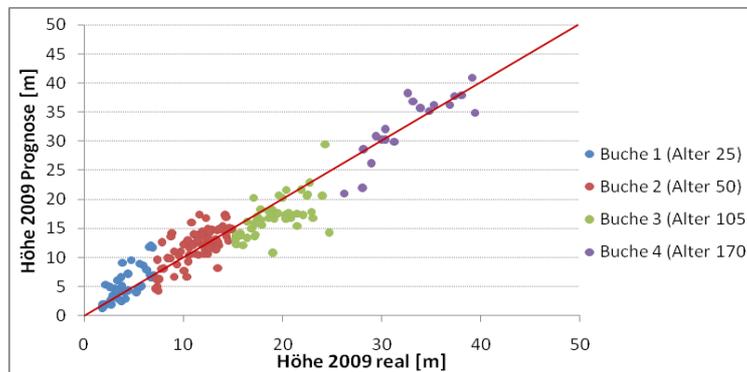


Abbildung 7: Prognostizierte über realer Höhe 2002 – 2009; Buche Langula (aus SCHWARZE 2010, S. 36)

Die Prognose des Durchmessers (*BHD*) bzw. Durchmesserzuwachs (*zD*) scheint unter den Vorgaben verlässlicher (Abbildung 8).

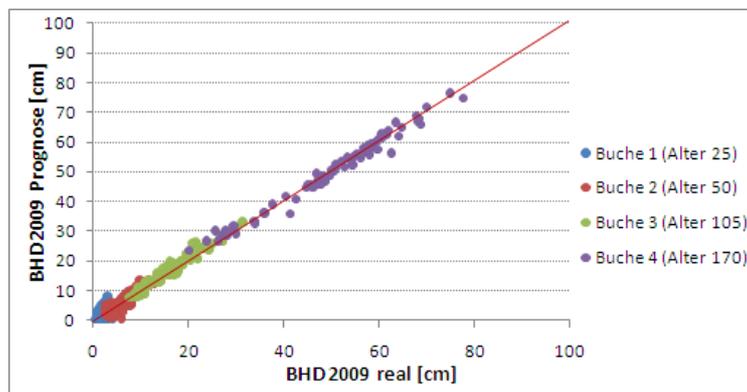


Abbildung 8: Prognostizierter über realem Durchmesser 2002 - 2009; Buche Langula (aus SCHWARZE 2010, S. 34)

Die Trennung nach Höhenstufen (mit „fiktivem“ Alter) verdeutlicht die Streuung der Werte in den jeweiligen Höhenstufen. Im Durchmesserbereich 10 bis 40 cm ("15,1 – 25 m") werden die real gemessenen Werte vom Modell leicht überschätzt. Die Werte der drei anderen Höhenstufen streuen recht gleichmäßig um die "Ideallinie". Der größte Teil der prognostizierten Durchmesser weicht nicht mehr als ± 2 cm vom realen Wert ab. Einzelne Ausreißer haben Werte von über -6 cm. Auffällig ist, dass in der untersten Höhenstufe "1,3 – 7 m" bis zu einem realen Durchmesserbereich von 3 cm Abweichungen bis 5,4 cm auftreten, stattdessen bis zu einem realen Durchmesser von 6 cm Abweichungen bis $-5,2$ cm überwiegen. Der Bias für den gesamten Datensatz liegt bei $0,25$ cm (Überschätzung von 2,47 %; Präzision: $\pm 1,24$ cm bzw. 12,31 %). Dies ist durchaus akzeptabel.

SCHWARZE (2010) weist für den Zusammenhang zwischen Durchmesserzuwachs und Ausgangsdurchmesser ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,489$ aus (Abbildung 9).

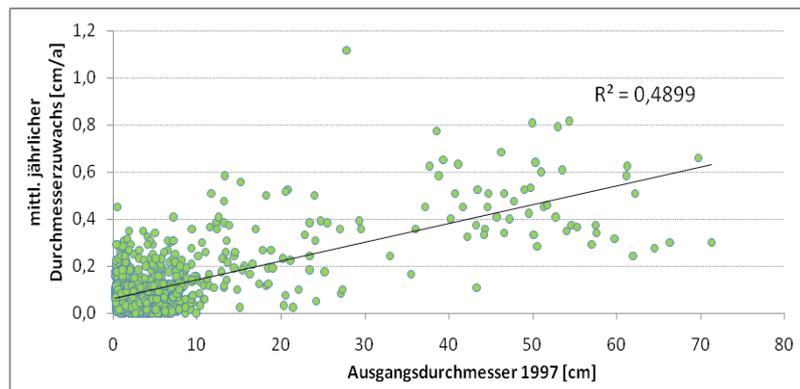


Abbildung 9: Abhängigkeit des mittleren jährlichen Durchmesserzuwachses 1997 - 2009 vom Ausgangsdurchmesser 1997, Buche Langula (aus SCHWARZE 2010, S. 41)

Da sich das Bestimmtheitsmaß mit kleiner werdender und homogenerer Untersuchungsfläche erhöht, untersucht SCHWARZE den Zusammenhang in kleineren Flächen bzw. nach Höhenstufen getrennt mit dem Fazit: Der Ausgangsdurchmesser als alleinige Variable reicht nicht aus. Er bezieht in Anlehnung an HEICHEL (2003), GEROLD (2004a) und GEROLD/RÖHLE (2008) die Variablen Kronenbreite, Kronenlänge, Höhe sowie Konkurrenzindizes ein, wobei er sich bewusst ist, dass sich 79 % der 1997 ermittelten Kronenlängen durch den Ausgangsdurchmesser erklären lassen und die Höhe-Durchmesser-Beziehung ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,9184$ aufweist. Mittels partieller Korrelation werden Teilbestimmtheitsmaße ermittelt (Tabelle 3), die sehr gering sind. Das höchste Teilbestimmtheitsmaß der Beziehung Durchmesserzuwachs–Kronenlänge bedeutet, dass weitere 3 % ($0,489 \cdot 0,052 \approx 0,03$) des Durchmesserzuwachses zD durch die Kronenlänge KL erklärt werden können.

Tabelle 3: Bestimmtheitsmaße für die Beziehung zD - BHD sowie Teilbestimmtheitsmaße für die Beziehungen zD - $Alter$, zD - H , zD - KL , zD - KB der einzelnen Höhenstufen und gesamt (fett = signifikant, kursiv = nicht signifikant auf einem Niveau von $\alpha = 0,05$)

Höhenstufe	1,3 – 7m	7,1 – 15m	15,1 – 25m	>25m	gesamt
	R^2	R^2	R^2	R^2	R^2
Anzahl	65	160	87	67	379
zD – BHD	0,178	<i>0,003</i>	0,039	0,100	0,489
zD - $Alter$					0,092
zD – Höhe			<i>0,011</i>	0,067	0,027
zD – Kronenlänge	0,058		<i>0,002</i>	0,092	0,052
zD – Kronenbreite	<i>0,054</i>	<i>0,099</i>	<i>0,018</i>	<i>0,001</i>	0,040

Wird das Alter als „fiktive“ Größe entfernt, ergibt sich unter Einbeziehung von Durchmesser BHD , Höhe H , Kronenlänge KL und Kronenbreite KB ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,54$. Durch Zusammenfassen von Kronenlänge und Kronenbreite zum "Kronenverhältnis" KV erhöht sich das Bestimmtheitsmaß nach schrittweisem Ausschluss der nicht signifikanten Höhe und Kronenbreite auf $R^2 = 0,564$ und führt zu Funktion

$$zd = a_0 + a_1 \cdot BHD + a_2 \cdot KL + a_3 \cdot KV \quad (7)$$

mit den in Tabelle 4 aufgeführten Koeffizienten.

Tabelle 4: Koeffizienten Durchmesserzuwachsgleichung (alle signifikant auf einem Niveau von $\alpha = 0,05$)

N	R^2_{adj}	a_0	a_1	a_2	a_3
379	0,564	0,083	0,003	0,015	-0,041

In BWINPro-S wird der Durchmesserzuwachs als logarithmierter Grundflächenzuwachs des Einzelbaumes berechnet, der programmintern in den Durchmesserzuwachs umgerechnet wird. Der Grundflächenzuwachs ist primär von der Kronenmantelfläche, dem Alter, der Konkurrenz und der Konkurrenzänderung abhängig. In absehbarer Zeit wird es schwer fallen, für Wachstumsmodellierungen ungleichaltriger, plenterartig strukturierter Bestände auf das Alter als Eingangsgröße zu verzichten. Für derartige Bestände ist eine qualitative Evaluierung des Grundflächenzuwachsmodells oder die Neu-Parametrisierung eines Durchmesserzuwachsmodells analog dem Vorgehen von ALBRECHT et al. (2011) dringend angeraten. Es bleibt abzuwarten, ob tatsächlich auf die Variable „Alter“ verzichtet werden kann.

4. Resümee

Die 50- bis 100-jährigen Datenreihen der sächsischen ertragskundlichen Versuchsflächen dienen dem Verstehen von Wachstumsprozessen und sind unerlässlich bei der Regionalisierung von Inventurdaten. Zugleich sind und werden sie auch künftig eine wesentliche Grundlage für die Parametrisierung und Evaluation von Wachstumsmodellen, insbesondere für ungleichaltrige, vertikal strukturierte Mischbestände, sein. Erste Erfahrungen über die Wachstumsdynamik in Waldumbaubeständen liegen bereits vor. Es zeigt sich, dass der Waldumbau trotz klarer Behandlungskonzepte und besonderer Obhut der Flächen sich oft schwieriger gestaltet als erwartet.

Das sächsische Waldbaukonzept verfolgt seit 1992 den Umbau der produktionsorientierten, gleichaltrigen und einschichtigen Reinbestände in multifunktionale, ungleichaltrige und mehrschichtige Mischbestände. So soll beispielsweise im Westerzgebirge der Fichtenanteil von gegenwärtig 85 % in Reinbestandsform auf maximal 50 % in Baumartenmischung abgesenkt werden. Hierbei führt die Änderung vom Schmalkahlschlag zur Femelung zu

zeitlich verzögerten Erntenutzungen verbunden mit vergleichsweise hohen bleibenden Vorräten der hiebsreifen Bestände. Wie die nach 1980 etablierten Fichtennaturverjüngungen, welche in stärker aufgelichteten Fichtenweiserflächen teilweise flächendeckend vorhanden sind, zeigen, findet das Wachstum in Abhängigkeit vom Schirm sehr differenziert statt. Die durch den Waldumbau erzeugte Strukturierung der Fichtenbestände ist sicherlich zu begrüßen. Die Gefährdung durch Sturm, Nasseschnee, Trockenheit und biotische Folgeschädlinge wird aufgrund der prognostizierten Klimaänderungen in den labilen Fichtenökosystemen noch zunehmen. Langfristige ertragskundliche Versuchsflächen sind für die Erfassung derartiger Prozesse unerlässlich.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die dem Waldwachstumssimulator BWINPro-S zugrunde liegenden Wachstumsmodelle, Bezugsertragstafeln, Volumenfunktionen und Konkurrenzmodelle trotz des aufgezeigten Bedarfs an Neu-Parametrisierung bereits recht gut an die Gegebenheiten im ostdeutschen Raum angepasst sind und mittelfristige Prognosen von Bestandesentwicklungen gestatten. Eine zuverlässigere Höhenprognose ist sicher mit dem generalisierten Höhen-Durchmessermodell von SCHMIDT (2009) zu erwarten, dessen Parametrisierung sowohl auf Inventur- als auch Versuchsflächendaten beruht.

Die Kontinuität im sächsischen Versuchswesen vermochten weder zwei Weltkriege noch mehrere gesellschaftspolitische Umwälzungen zu unterbrechen bzw. ganz zum Stillstand zu bringen. Es bleibt der Wunsch, dass die derzeit existierenden Versuchsflächen erhalten und bewahrt bleiben, denn wer in der Zukunft lesen will, muss in der Vergangenheit buchstabieren können.

6. Literaturverzeichnis

- ALBRECHT, A.; KOHNLE, U.; NAGEL, J.: Übertragbarkeit empirischer Waldwachstumsmodelle: Prüf- und Anpassungsverfahren anhand des Beispiels BWINPro für Baden-Württemberg. AFJZ, 182(1/2): 11-23, 2011
- BEYER, K.: Wachstum und Ertrag eines Mischbestandes aus Buche, Roteiche, Fichte und Lärche mit Tannen-Voranbau. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt, 69 S., 2010
- DÖBBELER, H.; ALBRECHT, M.; SCHMIDT M.; NAGEL, J.: BWINPro & BWINPro-S, Programm zur Bestandes-analyse und Prognose. Handbuch zur Version 6.3, 2009
- Düring, J.: Wachstum schneebruchgeschädigter Fichtenbestände im Mittleren Thüringer Wald. Magisterarbeit, TU Dresden, Tharandt 97 S., 2006
- GEROLD, D.: Algorithmus zur rationellen und komplexen Auswertung langfristiger ertragskundlicher Versuchsflächen. In: Wiss. Z. TU Dresden 28(5): 1305-1308; R. 8, Nr. 29, 1979
- GEROLD, D.: Das Wachstum der Fichte im Harz. In: Soz. Forstwirtschaft. - Berlin 37(7): 210-214, 1987
- GEROLD, D.: Zuwachsteuerung im Buchenplenterwald. In: Dt. Verband Forstl. Forschungsanst., Sekt. Ertragskunde, Jahrestagung 24. - 26. Mai Stift Schlägl, S. 180-187, 2004a
- GEROLD, D.: Zuwachs und Ertrag der Fichte. 20 Jahre Ökologisches Messfeld Tharandt. AFZ-DerWald, 59(22): 1223-1226, 2004b
- GEROLD, D.: Fichtenwirtschaft unter erhöhten Nutzungsanforderungen. Vortrag 6. Juni 2007 Abberode Harz (unveröffentlicht), 2007a
- GEROLD, D.: Das Wachstum der Fichte in Thüringen. In: Mitteilungen der Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei, Gotha, H. 28, S. 21-27, 2007b
- GEROLD, D.; GEROLD, D.: Zuwachs- und Holztragsanalysen als Basis moderner Forsteinrichtung. Forst und Holz, 56 (20): 643-649, 2001
- GEROLD, D., RÖHLE, H.: Wuchsdynamik von Buchen-Plenterwäldern im Hainich. Mitteilungen der Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei. S. 26-41, 2008
- GRABNER, C.: Zum Wachstum der Gemeinen Fichte (*Picea abies* L. Karst.) im Westerzgebirge. Diplomarbeit. TU Dresden, Tharandt 68 S., 2010
- GREINER, A.: Einfluss der Bestandsbehandlung auf Zuwachs und Ertrag mittelalter Fichtenbestände im Frankenwald. Diplomarbeit. TU Dresden, Tharandt 78 S., 2007
- HEICHEL, D.: Untersuchung der Konkurrenzbeziehungen im Buchenplenterwald in Langula. Diplomarbeit. TU Dresden, Tharandt 101 S., 2003
- HILLER, A.: Wachstum und Ertrag von schneebruchgeschädigten Beständen im Thüringer Schiefergebirge. Diplomarbeit. TU Dresden, Tharandt, 76 S., 2005
- MÜNDELER, K.: Anpassung des Waldwachstumssimulators BWINPro-S an sächsische Verhältnisse unter Einbeziehung von Waldumbaubeständen. In: Dt. Verband Forstl. Forschungsanst., Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2.-4. Juni Torgau, S. 81-90, 2003
- MÜNDELER, K.: Konkurrenzuntersuchungen und Waldwachstumsmodellierung in Waldumbaubeständen des Mittleren Erzgebirges. Dissertation, TU Dresden 144 S., 2005
- MÜNDELER, K.; SCHRÖDER, J.: Modellierung von Konkurrenz und Zuwachs in Kiefern-Buchen-Umbaubeständen im nordwestsächsischen Tiefland. TU Dresden, Fachrichtung Forstwissenschaften Tharandt, Vortrag zu den Tharandter Hochschultagen, 2001

- MUSTER, F.: Zuwachs zweischichtiger Fichten- Buchenbestände (FB Marienberg), (Zweitinventur der Projektflächen im Revier Zöblitz). Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt 90 S., 2009
- NAGEL, J.; ALBERT, M.; SCHMIDT, M.: Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1. Neuparametrisierung und Modellerweiterungen. Forst und Holz 57: 486-493, 2002
- RÖHLE, H.: Datenbankgestützte Modellierung von Bestandeshöhenkurven. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 116 (1/2), S. 35-46, 1999
- RÖHLE, H.; GEROLD, D.; KÖRNER, K.: Interaktive waldbaumkundliche Auswertung mit der Tharandter Versuchsflächendatenbank. - In: Forstwissenschaft Modell für Interdisziplinarität. Forstwissenschaftl. Tagung 2000, Freiburg, S. 201, 2000
- RÖHLING, S.: Das Wachstum der Fichte (*Picea abies* (L.) Karst.) im Mittleren Thüringer Wald. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt 73 S., 2007
- SCHMID, M.: Powerpoint-Präsentation zum Tag des SBS am 23.04.2010, 2010
- SCHMIDT, M.: Ein longitudinales Höhen-Durchmesser-Modell für Fichte in Deutschland. In: Dt. Verband Forstl. Forschungsanst., Sekt. Ertragskunde, Jahrestagung 25. - 27. Mai Ascona, S. 69-82, 2009
- SCHRÖDER, J.: Modellierung des Jugendwachstums in zweischichtigen Waldumbaubeständen mit Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) und Rotbuche (*Fagus sylvatica* L.) in Nordwestsachsen. In: Dt. Verband Forstl. Forschungsanst., Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2.-4. Juni Torgau, S. 70-80, 2003
- SCHRÖDER, J.: Zur Modellierung von Wachstum und Konkurrenz in Kiefern/Buchen-Waldumbaubeständen Nordwestsachsens. Stuttgart (Ulmer), Forstwiss. Beiträge = Contributions to Forest Sciences. 19, 249 S., 2004
- SCHRÖDER, J.: unveröffentlichtes Arbeitsmaterial, 2011
- SCHWARZE, G.: Untersuchungen des konkurrenzbasierten Zuwachses im Buchen-Plenterwald Langula. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt, 82 S., 2010
- SEIFERT, T.: Zuwachs in zweischichtigen Kiefern-Buchenmischbeständen Nordwestsachsens. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt 81 S., 2009
- SEIPT, I.: Wuchsdynamik eines ungleichaltrigen Laubholzmischbestandes am Beispiel der Versuchsfläche 40 im Revier Tharandt. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt 71 S., 2008
- WÄTZIG, H.: Beitrag zum Wachstum der Fichte in Thüringen. Sozial. Forstwirtsch., 39: 90-93, 1989
- WENK, G.: Zur Geschichte des sächsischen Versuchswesens. Der Wald, Berlin 42 (8): 286-299, 1992
- WENK, G.; RÖMISCH, K.; GEROLD, D.: DDR-Fichtenertragstafel 1984. Agrarwissenschaftliche Gesellschaft der DDR; TU Dresden, Sektion Forstwissenschaften Tharandt, 64 S, 1985
- WEYLAND, E.: Einfluss von intra- und interspezifischer Konkurrenz auf das Jugendwachstum der Fichte im ökologischen Messfeld. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt 82 S., 2009
- WERTHER, T.: Wuchsdynamik einer Tannen-Fichten-Buchen-Fläche während der Überführung in Dauerwald am Beispiel der Ilmtalwand im Forstamt Leutenberg. Diplomarbeit, TU Dresden, Tharandt, 74 S., 2010

Führt beschleunigtes Wachstum zu schnellerem Altern?

Hans-Peter Kahle

Institut für Waldwachstum, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Tennenbacher Straße 4, 79106 Freiburg

Zusammenfassung

In dem vorgelegten Beitrag wird anhand der Analyse des Höhenwachstums von Fichten (*Picea abies* L. Karst.) der Frage nachgegangen, ob ein beschleunigtes Wachstum zu schnellerem Altern führt. Bei den Untersuchungsdaten handelt es sich um retrospektiv ermittelte jährliche Höhenzuwächse von vorherrschenden und herrschenden Bäumen die im Rahmen von Kohorten-Analysen von UNTHEIM (1996) und TOJIC (2010) über Stammanalysen gewonnen wurden. Alterszustand und Altern der Bäume werden anhand entwicklungs- und reaktionsbezogener Kennzahlen analysiert. Für die *entwicklungsbezogene Betrachtung* wird das Höhenwachstum anhand von Lage und Form der Wachstums-, Zuwachs- und Beschleunigungskurven beschrieben und zeit-, alters- und kohorten-spezifische Effekte auf deren Veränderungen analysiert. Für die *reaktionsbezogene Betrachtung* werden alters- und zeitspezifische Effekte auf die Sensitivität des jährlichen Höhenzuwachses untersucht.

In dem Betrachtungszeitraum nehmen die Maxima des laufenden jährlichen Höhenzuwachses zu. Mit der Erhöhung der Wachstumsgeschwindigkeit gehen eine Zunahme der maximalen Wachstumsbeschleunigung vor der Zuwachskulmination und eine Zunahme der maximalen Wachstumsabbremmung nach der Zuwachskulmination einher. Die mittlere jährliche Sensitivität des Höhenzuwachses nimmt mit dem Baumalter zu. Seit Mitte der 1980er Jahre ist eine gerichtete Zunahme der Zuwachssensitivität festzustellen.

Das beschleunigte Höhenwachstum führt dazu, dass der Zeitpunkt der höchsten Wachstumsgeschwindigkeit früher eintritt und die Wachstumsgeschwindigkeit nach Überschreiten dieses Kulminationspunktes rascher nachlässt. Beide Phänomene werden als Indikatoren für schnelleres Altern angesehen. Allerdings nimmt, entgegen der Erwartung, die Sensitivität des Höhenzuwachses mit zunehmendem Alter zu. Die Eignung dieses reaktions-bezogenen Indikators zur Beurteilung des Alterszustands wird diskutiert.

Summary

In this study we tested whether an acceleration in height growth of Norway spruce (*Picea abies* L. Karst.) trees is associated with more rapid ageing of the trees. The growth data originate from two cohort-studies (UNTHEIM (1996) and TOJIC (2010)). For these studies dominant sample trees on selected sites in southwestern Germany have been collected and analyzed using the stem analysis technique. Retrospective annual height growth data of more than 200 sample trees have been used for this analysis. Age status and the ageing process are analyzed in terms of *development related criteria* as well as *response related criteria*.

Acceleration in tree height growth causes annual height increment to reach its maximum at earlier age. Under conditions of accelerated height growth the slow down of the height growth rates after their culmination point is more pronounced. Both indications point to a faster ageing of faster growing trees. However, the finding that mean annual sensitivity of height increment increases with increasing age is not consistent with the hypothesis, that adaptability of tree growth to environmental conditions declines with age. The suitability of the sensitivity as a measure of tree growth responsiveness to environmental conditions is discussed.

Einleitung

UNTHEIM (1996) hat anhand der Analyse der Alters-Höhen-Beziehungen von Fichten (*Picea abies* L. Karst.) von ausgewählten Standorten in Südwestdeutschland eine signifikante Zunahme des Höhenwachstums in verschiedenen Baumaltern im Laufe der letzten Jahrzehnte nachgewiesen. Die trendhafte Zunahme der Höhenwachstums konnte in der Folgestudie von TOJIC (2010) auch an einer erweiterten Datenbasis und unter Einbeziehung von aktuellen Wachstumsdaten (einschließlich des Jahres 2006) bestätigt werden. Abbildung 1 verdeutlicht anhand segmentierter Regressionsanalysen der Alters-Höhen-Beziehungen Veränderungen des Höhenwachstums im Laufe der Zeit. Von wenigen Ausnahmen abgesehen, steigen die über jeweils 30jährige Zeitfenster angepassten Regressionsgeraden signifikant an und weisen auf eine Zunahme des Höhenwachstums bei jeweils konstant gehaltenem Baumalter hin.

Das Phänomen, dass schnell wachsende Waldbestände hoher Bonität, auf das chronologische Alter bezogen früher im Zuwachs kulminieren und der Zuwachs bei diesen mit fortschreitendem Alter rascher abklingt als bei langsam wachsenden Beständen geringer Bonität wird in den traditionellen waldwachstumskundlichen Lehrbüchern als Ausdruck einer Wachstumsgesetzmäßigkeit angesehen (z.B. ASSMANN 1961, MITSCHERLICH 1978, KRAMER 1988, WENK et al. 1990): Die Ressourcenverfügbarkeit bestimmt die Wachstumsgeschwindigkeit der Bäume, die Wachstumsgeschwindigkeit gibt die Entwicklungsgeschwindigkeit vor, welche wiederum direkt den Alterungsprozess beeinflusst. Diese grundlegenden Zusammenhänge zwischen Wachstum, Entwicklung und Altern bei Bäumen werden auch in neueren Arbeiten aufgegriffen, überprüft, und finden hier auch eine physiologisch begründete Bestätigung (z.B. PRETZSCH 2004, MENCUCINI et al. 2005, PEÑUELAS 2005).

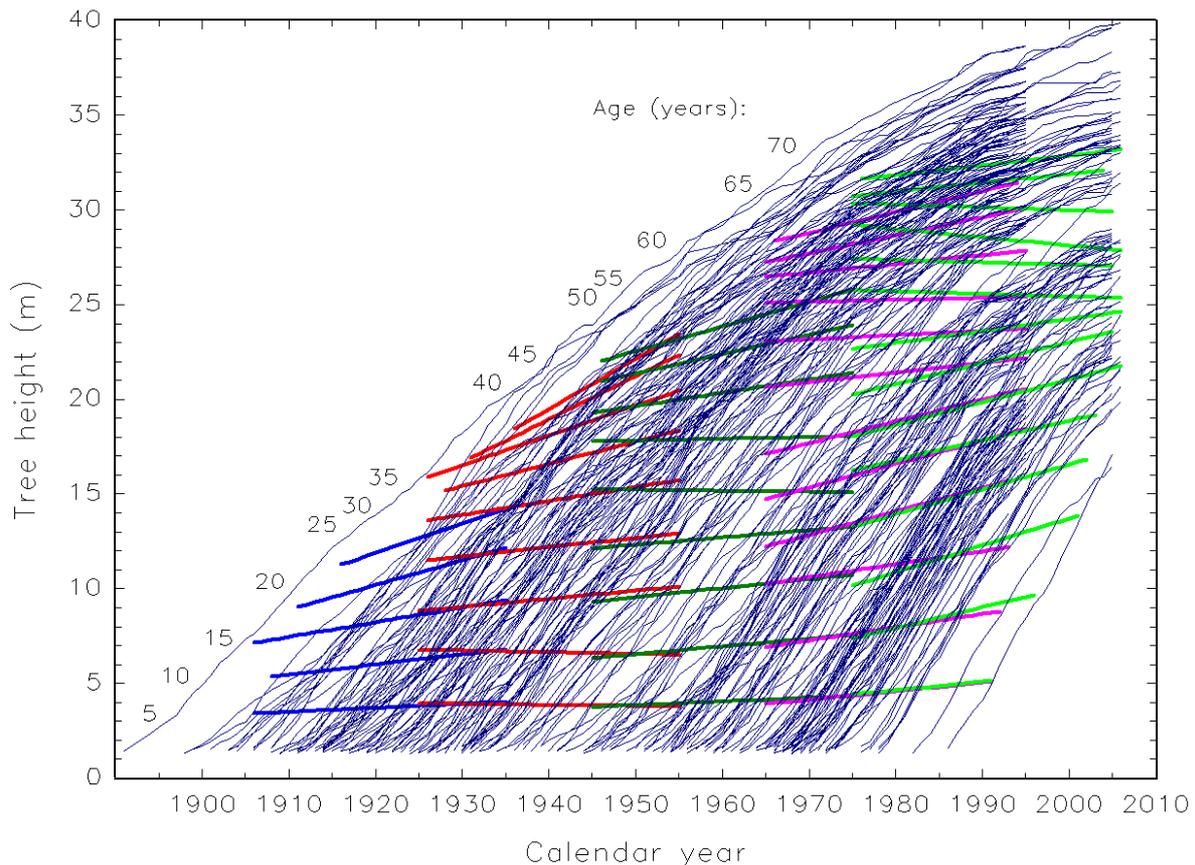


Abb. 1: Über Stammanalysen retrospektiv ermittelte Höhenwachstumskurven der Fichten-Untersuchungsbäume aus den Studien von UNTHEIM (1996) und TOJIC (2010) ($n=208$, alle Standorteinheiten) über dem Kalenderjahr (dünne Linien). Die dicken Linien sind segmentierte Regressionsgeraden welche die geschätzten mittleren Verläufe der Alters-Höhen-Beziehungen für die jeweils in Zahlen angegebenen Baumalter ($t_{1,3}$ -Alter) über 30jährigen Zeitfenstern anzeigen.

Auf der Grundlage von Stammanalysedaten von mehr als 550 Fichten aus drei verschiedenen Regionen in Österreich untersuchten STERBA und ECKMÜLLNER (2010) den Zusammenhang zwischen dem Alter zum Zeitpunkt der Höhenzuwachskulmination und der Oberhöhenbonität. Über alle Standortstraten hinweg konnte der erwartete signifikante inverse Zusammenhang nachgewiesen werden: Je höher die Bonität umso geringer das Alter zum Zeitpunkt der Höhenzuwachskulmination. Anhand einer standörtlich differenzierten Analyse konnte jedoch auch gezeigt werden, dass das betreffende Alter neben der Bonität auch von der Exposition und Hangneigung des Standorts beeinflusst wird. So prognostiziert das entsprechende auf der Richards Funktion aufbauende statistische Modell für bestimmte Kombinationen der Standortfaktoren Höhenlage, Exposition und Neigung auch den umgekehrten Fall, dass höhere Bonitäten eine spätere Zuwachskulmination aufweisen als die geringeren.

Mit der vorgelegten Studie soll die Hypothese geprüft werden, ob ein im Laufe der Individualentwicklung beschleunigtes Wachstum zu rascherem Altern führt. Das Ziel der vorliegenden Studie besteht also darin, anhand empirischer Daten den Zusammenhang zwischen Höhenwachstumszunahme und Altern darzustellen, und dessen Signifikanz zu testen. Dabei werden Alterszustand und Altern der Bäume anhand entwicklungs- und reaktionsbezogener Merkmale untersucht. Für die *entwicklungsbezogene Betrachtung* wird das Höhenwachstum anhand von Lage und Form der Wachstums-, Zuwachs- und Beschleunigungskurven beschrieben und zeit-, alters- und kohortenspezifische Effekte der Wachstumszunahme analysiert. Für die *reaktionsbezogene Betrachtung* werden Zusammenhänge zwischen dem Altern und der Sensitivität des Höhenzuwachses untersucht. Die Verwendung der Zuwachssensitivität als Indikator für den Alterungsprozess basiert auf der Hypothese, dass mit zunehmendem Alter die Anpassungsfähigkeit und damit die Reaktionsfähigkeit auf Umweltveränderungen nachlässt.

Die Relevanz der Fragestellung ergibt sich daraus, dass an vielen Orten in Mitteleuropa ein beschleunigtes Wachstum der Wälder festgestellt wurde (SPIECKER et al. 1996, KAHLE et al. 2008) und gleichzeitig die Wälder in Deutschland die letzten Jahrzehnte im Durchschnitt immer älter geworden sind (BMELV 2005). Damit stellt sich die Frage nach der Vitalität dieser Wälder, und ihrer Resilienz gegenüber den unter Klimaänderungsbedingungen zu erwartenden Belastungen.

Untersuchungsmaterial

Die Datenbasis für die vorliegende Analyse bilden die konsekutiven Wachstumsuntersuchungen an Fichten (*Picea abies* L. Karst) von UNTHEIM (1996) und TOJIC (2010). TOJIC (2010) hat in den baden-württembergischen Wuchsbezirken "Nördliche Ostalb" (Wuchsbezirksgruppe 6/01) und "Flächenschwarzwald" (Einzelwuchsbezirk 3/06) die Untersuchungsstandorte von UNTHEIM (1996) erneut beprobt. Im Rahmen dieser beiden Forschungsarbeiten wurden Untersuchungsbäume im Gebiet Nördliche Ostalb auf den beiden Standorteinheiten "Elymus-Buchenwald auf Kalkverwitterungslehm" ($n=69$) und "Hainsimsen-Buchenwald auf Feuerstein-Schlufflehm" ($n=62$), und im Gebiet Flächenschwarzwald auf der Standorteinheit "Buchen-Tannen-Wald auf lehmigen Sand" ($n=77$) gewonnen. Die Wasserhaushaltsstufe ist in allen Fällen mäßig frisch. Die Untersuchungsbäume wurden aus den Kronenklassen vorherrschender und herrschender Bäume ausgewählt und stammanalytisch untersucht. Für die vorliegende Analyse standen retrospektive Messreihen des jährlichen Höhenzuwachses von 208 Fichten zur Verfügung. Die Forschungsarbeiten von UNTHEIM (1996) und TOJIC (2010) hatten zum Ziel, anhand der Analyse von Keimjahr-Kohorten langfristige Änderungen im Höhenwachstum zu ermitteln und zu quantifizieren. Entsprechend des Kohorten-Ansatzes decken die Untersuchungsbäume mit Keimjahren zwischen 1879 und 1986 nahezu gleichverteilt einen breiten Altersrahmen ab (Abbildung 1). Als Keimjahr wird hier das Kalenderjahr definiert, in dem der erste Jahrring des betreffenden Baumes in Stockhöhe gebildet wurde. Mit der Inter-Kohorten-Analyse war es möglich Wachstumsveränderungen festzustellen, und diese in alters- und kohortenspezifische Komponenten zu zerlegen. Ausführliche Beschreibungen des Untersuchungsmaterials und Versuchsansatzes sind in UNTHEIM (1996) und TOJIC (2010) enthalten.

Analysemethoden

Zur Modellierung des Höhenwachstums wurde die von SLOBODA (1971) entwickelte Funktion verwendet. Die SLOBODA-Funktion ist eine drei bzw. vier-parametrische stochastische Differentialgleichung erster Ordnung die speziell für die Konstruktion von Bonitätsfächern entwickelt wurde. Die Parameterschätzung erfolgte einzelbaumweise anhand der Differentialform in der Formulierung nach Gleichung 1, die dazugehörige Integralform ist in Gleichung 2 wiedergegeben:

$$\Delta \hat{h}_{ik+1} = \beta_{2i} \cdot \left(\frac{h_{ik}}{t_i \beta_{3i}} \right) \cdot \ln \left(\frac{c \beta_{2i}}{h_{ik}} \right) + \varepsilon_{ik} \quad (\text{Gl. 1})$$

$$\hat{h}_{ik} = c \beta_{2i} \cdot \left(\frac{h_{i0}}{c \beta_{3i}} \right)^{\exp \left(\frac{\beta_{2i}}{(\beta_{3i}-1) \cdot t_k^{(\beta_{3i}-1)}} - \frac{\beta_{2i}}{(\beta_{3i}-1) \cdot t_{i0}^{(\beta_{3i}-1)}} \right)} + \varepsilon_{ik} \quad (\text{Gl. 2})$$

dabei ist $\Delta \hat{h}_{ik+1}$ der geschätzte laufende jährliche Höhenzuwachs bzw. \hat{h}_{ik} die

geschätzte Höhe von Baum i im Alter $k+1$ bzw. k , h_{ik} ist die gemessene Baumhöhe im Alter k und h_{i0} die gemessene Baumhöhe zum Bonitierungsalter t_0 , c ist ein auf den Wert $c=65$ gesetzter konstanter Skalierungsfaktor der die zur Konvergenz führende Anzahl von Iterationen bei der Parameterschätzung verringert, $\beta_{1,2,3}$ ist der Vektor der zu schätzenden Modellparameter, und ε_{ik} ist der Fehlerterm. In der hier nicht angewendeten vier-parametrischen Formulierung würde h_{i0} in Gleichung 2 durch β_4 ersetzt werden, so dass die Höhe zum Bonitierungszeitpunkt nicht vorgegeben, sondern als weiterer Parameter vom Modell geschätzt wird (vgl. WENK et al. 1990). Die Parameterschätzung des nicht-linearen Modells erfolgte mit der Software GAUSS™ (Application CURVEFIT, APTECH SYSTEMS 2006).

Die SLOBODA-Funktion weist mehrere Eigenschaften auf, die sie für die Konstruktion von Alters-Höhen-Kurven bzw. von Bonitierungsfächern besonders geeignet erscheinen lassen (vgl. WENK et al. 1990). Eine für diese Anwendungen besonders relevante Eigenschaft der SLOBODA-Funktion ist die der Äquivalenzrelation: Aus der Menge aller Werte-Tripel $(t, h, \Delta h)$ in einem Wachstumsraum - dem „empirischen zeitberücksichtigenden Richtungsfeld“ nach SLOBODA (1971 S. 14) - extrahiert die Funktion eine Äquivalenzklasse, als eindeutige Abbildung äquivalenter Elemente (Höhenwachstumsfächer). Kennzeichnend ist, dass sich innerhalb einer so erzeugten Äquivalenzklasse die Funktionen der Alters-Höhen-Polygone nur in ihrer Bonität (gegeben durch das Wertepaar h_0 und t_0 in Gleichung 2), nicht aber in den Modellparametern (bestimmt durch Parametervektor β) unterscheiden. Anhand von Gleichung 2 ist ersichtlich, dass die Alters-Höhen-Kurven innerhalb einer Äquivalenzklasse durch eine linearisierbare, homomorphe Umkehrfunktion aufeinander abbildbar, und damit isomorph sind. Die Wachstumsverläufe innerhalb einer Äquivalenzklasse sind „homogen“ (SLOBODA 1971 S. 107). Die Alters-Höhen-Kurven verschiedener Äquivalenzklassen sind dagegen polymorph (vgl. AVERY & BURKHART 1983). Die Eindeutigkeit der Abbildung bedeutet, dass innerhalb einer Äquivalenzklasse durch jeden Punkt in dem empirischen Richtungsfeld eine einzige Höhenwachstumskurve verläuft. Die Funktion führt damit zu einem einparametrischen Bonitierungssystem (h_0 ist hinreichend und variabel bei gegebenem t_0). Die Alters-Höhen-Kurven kreuzen sich nicht, so dass die Bonität entlang einer Alters-Höhen-Kurve konstant bleibt. Weiterhin folgt daraus, dass innerhalb einer Äquivalenzklasse die Alters-Höhen-Kurven nicht von der (willkürlichen) Wahl des Bonitierungsalters abhängig sind, weshalb die SLOBODA-Funktion als ein bezugsjahr-invariantes Alters-Höhen-Modell bezeichnet werden kann (vgl. BAILLEY & CLUTTER 1974, GOELZ & BURK 1992, RENNOLLS 1995).

Weitere Eigenschaften der Funktion werden von SLOBODA (1971) auch im Vergleich mit anderen in der Literatur beschriebenen Funktionen zur Höhenwachstumsmodellierung ausführlich diskutiert.

Im Kontext von Untersuchungen zu Veränderungen des Höhenwachstums von Bäumen und Waldbeständen wurde die SLOBODA-Funktion in der jüngeren Vergangenheit u.a. von den folgenden Autoren angewendet RÖHLE (1997), NOTHDURFT et al. (2006), NOTHDURFT (2007) und ALBRECHT et al. (2010).

Die mit der SLOBODA-Funktion einzelbaumweise angepassten Höhenwachstumskurven sind in Abbildung 2.1 über dem Kalenderjahr dargestellt. Die einzelbaumweise Anpassung führt zu polymorphen Kurven. Abbildung 2.2 zeigt die dazugehörigen Residuen. Der mittlere Fehler der Anpassung beträgt 0.336 m. Die Residuen weisen keinen Trend auf, dies gilt auch für die Darstellung über dem Baumalter (ohne Abbildung). Damit geben die geschätzten Wachstumskurven ein verzerrungsfreies Bild der realen Wachstumsverläufe wieder.

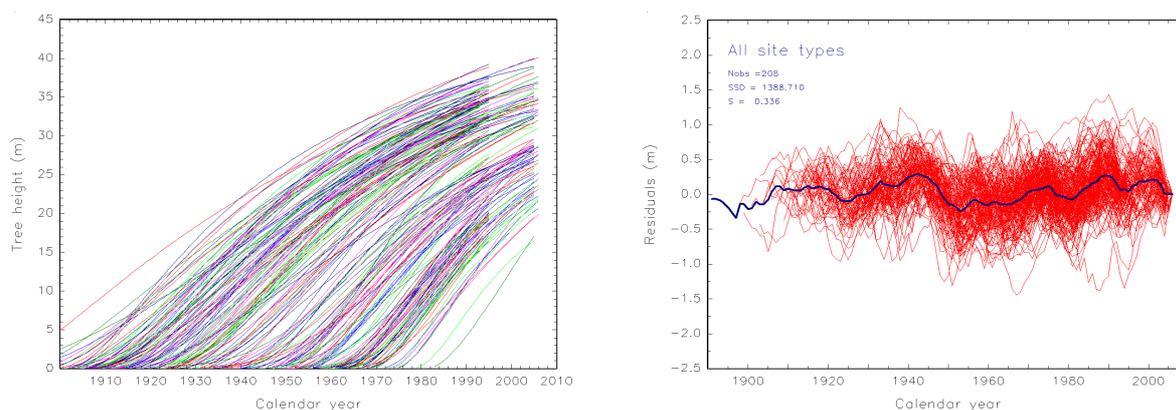


Abb. 2a (links): Mit der SLOBODA-Funktion (1971) einzelbaumweise angepasste Höhenwachstumskurven der Fichten-Untersuchungsbäume über dem Kalenderjahr (Bonitierungsalter $t_{ref} = 50$ Jahre, wenn Baumalter zum Einschlagszeitpunkt $t_{max} < 50$ Jahre, dann $t_{ref} = t_{max}$). **Abb. 2b** (rechts): Residuen der angepassten Höhenwachstumskurven über dem Kalenderjahr (dünne Linien: Einzelbäume, dicke Linie: Mittelwert; Nobs: Anzahl der Beobachtungen, SSD: Summe der Abweichungsquadrate, S: Quadratwurzel aus SSD).

Die Zuwachssensitivität wird als über die Untersuchungsbäume gemittelte, jährliche Sensitivität der Höhenzuwächse berechnet (FRITTS 1976). Die jährliche Sensitivität, S_k , der Höhenzuwächse ih im Jahr k berechnet sich als relative Differenz der Höhenzuwächse in zwei aufeinanderfolgenden Jahren nach Gleichung 3:

$$S_k = \frac{|(ih_k - ih_{k-1}) \times 2|}{(ih_k + ih_{k-1})} \quad (\text{Gl. 3})$$

Ergebnisse

Abbildung 3a zeigt den mit der SLOBODA-Funktion (1971, Gl. 1) auf der Basis aller Untersuchungsbäume modellierten Höhenwachstumsfächer. In Abbildung 3b sind die entsprechenden Höhenzuwachskurven dargestellt. Die maximale Höhendifferenz zwischen Bäumen gleicher Höhenbonität im Alter 100 Jahr die später (Keimjahr ≥ 1950) und solchen die früher gekeimt sind (Keimjahr < 1950) tritt bei den höheren Bonitäten im Alter zwischen 20 und 40 Jahren auf (Abb. 3c). Im Höhenzuwachs macht sich die Wachstumsbeschleunigung vor allem durch einen rascheren Anstieg vor und stärkeren Abfall nach der Zuwachskulmination bemerkbar (Abb. 3d).

Während des Betrachtungszeitraums nehmen die Maxima der laufenden jährlichen Höhenzuwächse im Zeitverlauf zu (von $\sim 0.5 \text{ m Jahr}^{-1}$ im Jahr 1908 auf $\sim 0.8 \text{ m Jahr}^{-1}$ im Jahr 1998, $p < 0.001$) (Abb. 4a). Mit der Zunahme der Wachstumsgeschwindigkeit geht eine Zunahme der maximalen und Abnahme der minimalen Wachstumsbeschleunigung (Abb. 4b) einher ($p < 0.001$ in beiden Fällen).

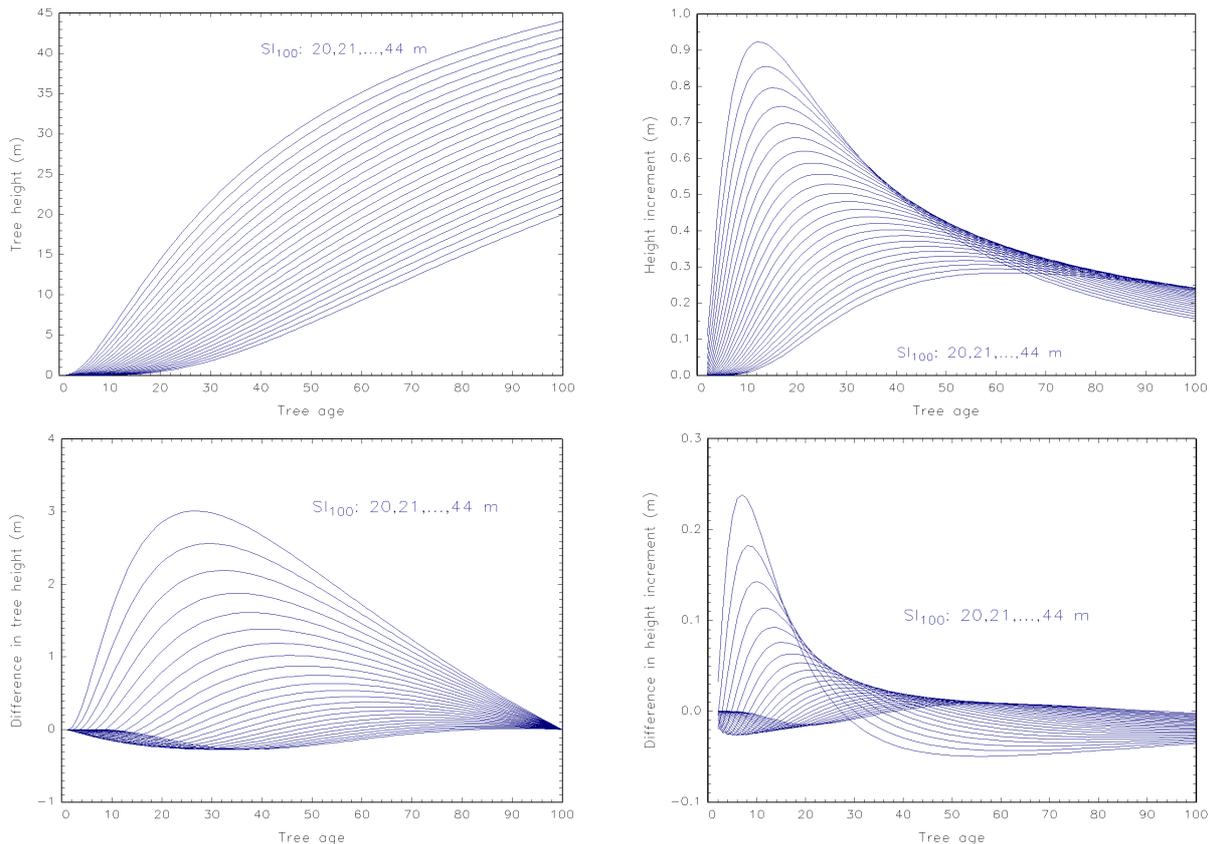


Abb. 3a (links oben): Mit der SLOBODA-Funktion (1971) modellierter Höhenwachstumsfächer auf der Basis aller Untersuchungsbäume ($n=208$). Dargestellt sind die Kurvenverläufe für die Höhenbonitäten (Höhe im Alter 100 Jahre, SI_{100}) 20 m bis 44 m (in 1-Meter-Stufen). **Abb. 3b** (rechts oben): Aus den Höhenwachstumskurven (Abb. 3a) abgeleiteter Höhenzuwachs-fächer. **Abb. 3c** (links unten): Höhendifferenz zwischen dem Höhenwachstumsfächer der Bäume mit Keimjahr nach (\geq) 1950 und vor 1950. **Abb. 3d** (rechts unten): Höhenzuwachsdifferenz zwischen dem Höhenzuwachs-fächer der Bäume mit Keimjahr nach 1950 und vor 1950.

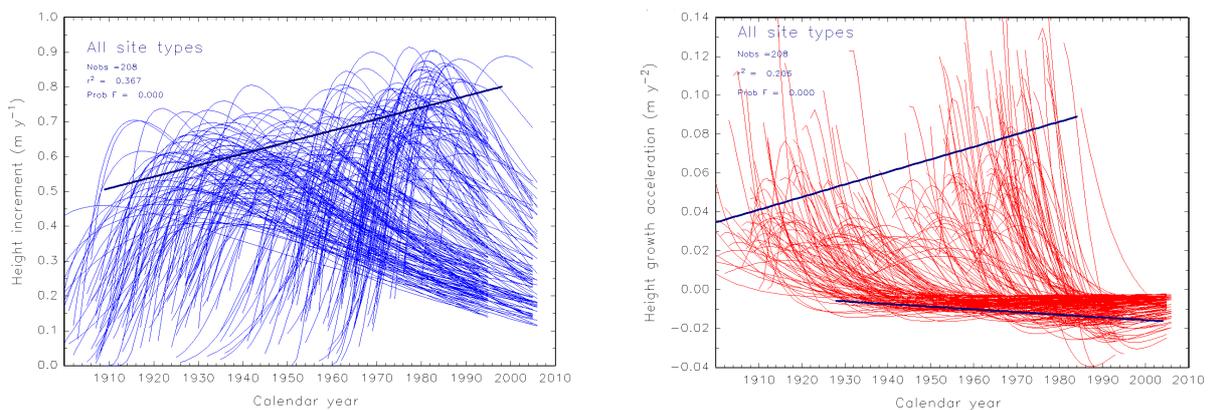


Abb. 4a (links): Aus den einzelbaumweise angepassten Höhenwachstumskurven (Abb. 2a) abgeleitete Höhenzuwachskurven über dem Kalenderjahr (dünne Linien). Dicke Linie: Regressionsanalytischer Ausgleich der Kurvenmaxima als Funktion der Zeit. **Abb. 4b** (rechts): Höhenbeschleunigungskurven über dem Kalenderjahr (dünne Linien). Dicke Linien: Regressionsanalytischer Ausgleich der Kurvenmaxima (Linie oben) bzw. der Kurvenminima (Linie unten) als Funktion der Zeit.

Der Zusammenhang zwischen maximaler und minimaler Wachstumsbeschleunigung ist signifikant: Je höher die Wachstumsbeschleunigung umso rascher nimmt der Zuwachs nach Überschreitung seines Maximums ab (Abb. 5a). Da die minimale Wachstumsbeschleunigung ein negatives Vorzeichen hat ist sie gleichbedeutend mit der maximalen Wachstumsabbremung. Aus Abbildung 5b geht hervor, dass je höher die Wachstumsbeschleunigung ist, umso früher tritt die maximale Wachstumsbeschleunigung ein. Zum anderen wird deutlich, dass je früher die maximale Abbremung des Höhenwachstums erreicht wird, umso größer ist die maximale Abbremung.

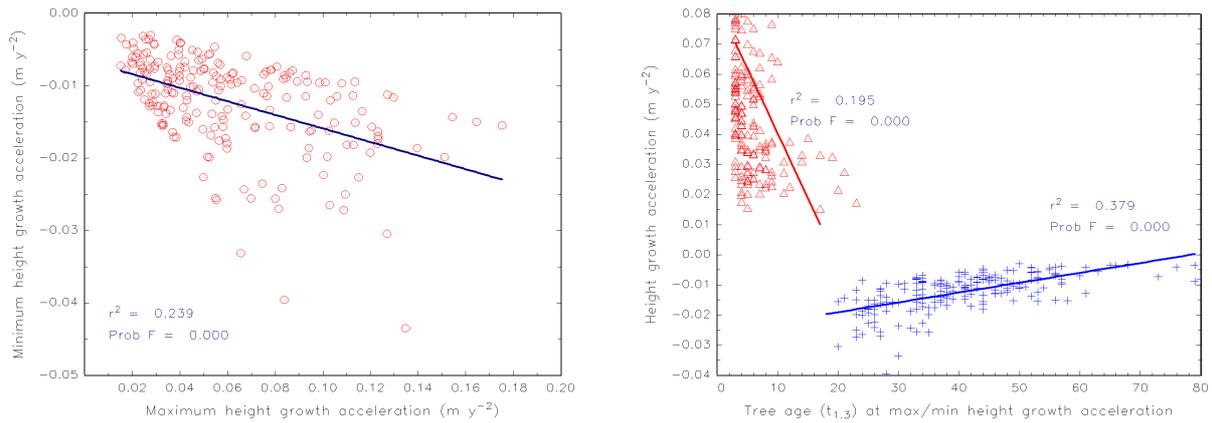


Abb. 5a (links): Zusammenhang zwischen der maximalen und minimalen Wachstumsbeschleunigung von Einzelbäumen (Kreissymbole, Linie: Regressionsausgleich). **Abb. 5b** (rechts): Zusammenhang zwischen dem Baumalter zum Zeitpunkt der maximalen Wachstumsbeschleunigung und der maximalen Wachstumsbeschleunigung (Dreiecksymbole) und Zusammenhang zwischen dem Alter zum Zeitpunkt der minimalen Wachstumsbeschleunigung und der minimalen Wachstumsbeschleunigung (Kreuzsymbole) (Linien: Regressionsausgleich).

Die mittlere Sensitivität des Höhenzuwachses nimmt mit dem Baumalter zu (Abb. 6a). Über dem Kalenderjahr aufgetragen zeigt die mittlere Sensitivität im Zeitraum 1890 bis Mitte der 1980er Jahre ein mittelwertstationäres Verhalten, ab ca. 1985 deutet sich eine bis an das Ende des Beobachtungszeitraums anhaltende gerichtete Zunahme der Zuwachssensitivität an (Abb. 6b).

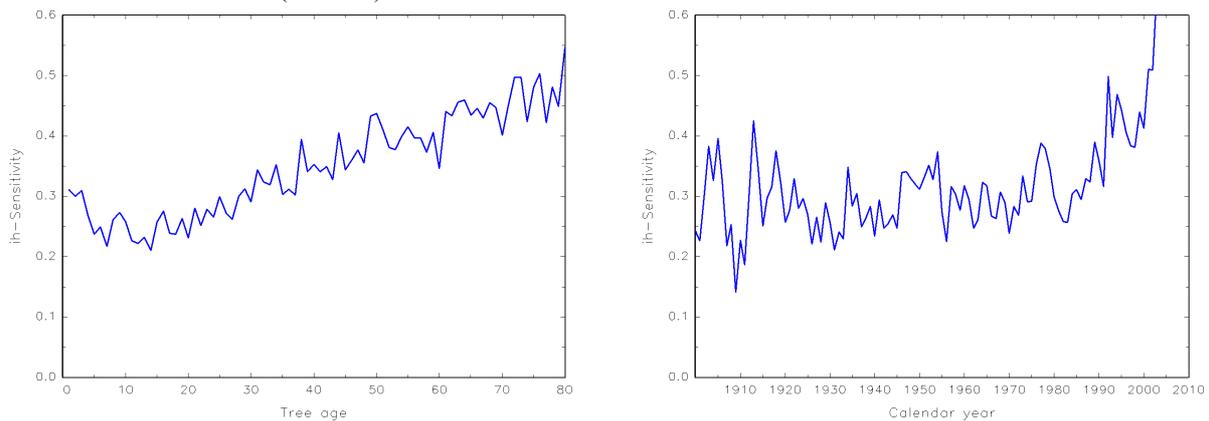


Abb. 6a (links): Mittlere jährliche Sensitivität des Höhenzuwachses über dem Baumalter. **Abb. 6b** (rechts): Mittlere jährliche Sensitivität des Höhenzuwachses über dem Kalenderjahr.

Diskussion

Die Beschleunigung des Höhenwachstums führt zu einer Vorverlagerung der Zeitpunkte der Zuwachskulmination und der Kulmination der Wachstumsbeschleunigung auf geringere Alter. Es konnte gezeigt werden, dass ein signifikanter Zusammenhang besteht zwischen maximaler Wachstumsbeschleunigung und maximaler Wachstumsabbremmung: Je größer die Beschleunigung, umso stärker der anschließende Zuwachsrückgang. Diese Veränderungen der Wachstumsdynamik werden als Indikatoren für schnelleres Altern angesehen. Definitionsgemäß ist mit dem Altern eine Abnahme der Vitalität verbunden. In fortgeschrittenem Alter sind demnach Bäume die ein beschleunigtes Wachstum aufweisen bei gleichem chronologischen Alter weniger vital. Allerdings nimmt, entgegen der Erwartung, die Sensitivität des Höhenzuwachses mit zunehmendem Alter zu. Im biologischen Kontext bedeutet Sensitivität, die Fähigkeit eines Organismus, auf externe Stimuli zu reagieren. Die hier verwendete mittlere Sensitivität des Höhenzuwachses (Gl. 3) gibt die relative Zuwachsveränderung zwischen zwei aufeinanderfolgenden Jahren an. Ein Hinweis auf die eine Reaktion auslösende Impulsstärke, den Schwellenwert ab dem der Organismus auf eine Umwelteinwirkung reagiert, lässt sich daraus nicht unmittelbar ableiten. Das in der Dendroökologie häufig angewendete Maß der Sensitivität trägt auch nicht zur Aufklärung der Frage bei, inwieweit der Zuwachs bzw. seine jährliche Änderung als Anpassungsreaktion interpretiert werden kann da wichtige Aspekte unberücksichtigt bleiben, wie z.B. kumulative Wirkung von Effekten, Elastizität/Plastizität der Reaktion und zeitverzögerte Effekte.

Danksagung

Mein Dank gilt Prof. Dr. H. Spiecker, Dr. H. Unthelm und Dr. K. Tojic für die Überlassung der Zuwachsdaten.

Literaturverzeichnis

- ALBRECHT, A., KOHNLE, U., NAGEL, J.: Parametrisierung und Evaluierung von BWinPro für Baden-Württemberg anhand von waldwachstumskundlichen Versuchsflächendaten. Bericht Sektion Ertragskunde im DVFF: 11-26, 2010
- APTECH SYSTEMS INC.: GAUSS Mathematical and Statistical System, Version 8, 2006
- ASSMANN, E.: Waldertragskunde: Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. Bayerischer Landwirtschaftsverlag, München, 490 S., 1961
- EVERY, T.E., BURKHART, H.E.: Forest Measurements. McGraw-Hill, New York, 3. ed. McGraw-Hill Series in Forest Resources, 331 S., 1983
- BAILEY, R.L., CLUTTER, J.L.: Base-age invariant polymorphic site curves. Forest Science 20: 155-159, 1974
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMELV): Die zweite Bundeswaldinventur - BWI² - Der Inventurbericht, 231 S., 2005
- FRITTS, H.C.: Tree Rings and Climate. Academic Press, London, 567 S., 1976
- GOELZ, J.C.G., BURK, T.E.: Development of a well-behaved site index equation: Jack pine in North Central Ontario. Canadian Journal of Forest Research 22: 776-784, 1992
- KAHLE, H.P., KARJALAINEN, T., SCHUCK, A., ÅGREN, G.I., KELLOMÄKI, S., MELLERT, K.H., PRIETZEL, J., REHFUESS, K.E., SPIECKER, H. (Eds.): Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe - Results of the Recognition Project. Brill, Leiden. European Forest Institute Research Report 21, 261 S., 2008
- KRAMER, H.: Waldwachstumslehre: Ökologische und anthropogene Einflüsse auf das Wachstum des Waldes, seine Massen- und Wertleistung und die Bestandessicherheit. Paul Parey, Hamburg, 374 S., 1988
- MENCUCINI, M., MARTINEZ-VILALTA, J., VANDERKLEIN, D., HAMID, H.A., KORAKAKI, E., LEE, S., MICHIELS, B.: Size-mediated ageing reduces vigour in trees. Ecology Letters 8: 1183-1190, 2005
- MITSCHERLICH, G.: Wald, Wachstum und Umwelt. 1. Bd.: Form und Wachstum von Baum und Bestand. Sauerländer's Verlag, Frankfurt, 2. überarb. Aufl., 144 S., 1978
- NOTHDURFT, A.: Ein nichtlineares, hierarchisches und gemischtes Modell für das Baum-Höhenwachstum der Fichte (*Picea abies* (L.) Karst.) in Baden-Württemberg. Dissertation am Forstwissenschaftlichen Fachbereich der Georg-August-Universität Göttingen, 148 S. + Anhang, 2007
- NOTHDURFT, A., KUBLIN, E., LAPPI, J.: A non-linear hierarchical mixed model to describe tree height growth. European Journal of Forest Research 125: 281-289, 2006
- PEÑUELAS, J.: Plant physiology: A big issue for trees. Nature 437: 965-966, 2005
- PRETZSCH, H.: Der Zeitfaktor in der Waldwachstumsforschung. In: Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft (Ed.), Innovation durch Kontinuität. Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Freising. LWF-Wissen: 11-30, 2004
- RENNOLLS, K.: Forest height growth modeling. Forest Ecology and Management 71: 217-225, 1995
- RÖHLE, H.: Änderung von Bonität und Ertragsniveau in südbayerischen Fichtenbeständen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 168: 110-114, 1997
- SLOBODA, B.: Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Mitteilungen der Baden-Württembergischen Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt, Abteilung Biometrie, 5, 109 S. + Anhang, 1971
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., SKOVSGAARD, J.P. (Eds.): Growth Trends in European Forests - Studies From 12 Countries. Springer-Verlag, Berlin. European Forest Institute Research Report 5, 372 S., 1996
- STERBA, H., ECKMÜLLNER, O.: Site index and the age of maximum height increment. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 181: 14-21, 2010
- TOJIC, K.: Einordnung des Wachstums von Buche (*Fagus sylvatica* L.) und Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) im Zeitraum zwischen den zwei Bundeswaldinventuren (1987 und 2002) in den längerfristigen Kontext. Dissertation Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, 65 S. + Anhang, 2010
- UNTHELM, H.: Zur Veränderung der Produktivität von Waldstandorten: Untersuchungen zum Höhen- und Volumenwachstum von Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) und Buche (*Fagus sylvatica* L.) auf Standorteinheiten der Ostalb und des Flächenschwarzwaldes. Mitteilungen der Baden-Württembergischen Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt, 198, 239 S. + Anhang, 1996
- WENK, G., ANTANAITIS, V., ŠMELKO, Š.: Waldertragslehre. Deutscher Landwirtschaftsverlag, Berlin, 448 S., 1990.

Wachstumsablauf und witterungssensitive Zuwachsreaktionen in ostdeutschen Douglasienbeständen

Wolfgang Beck

*Johann Heinrich von Thünen-Institut, Bundesforschungsinstitut für Ländliche Räume, Wald und Fischerei,
Institut für Waldökologie und Waldinventuren Eberswalde, Alfred-Möller-Straße 1, 16225 Eberswalde*

Motivation

Mit der vom MBVEL beauftragten Studie zu „Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland“ wurden Erkenntnisse zur Witterungswirkung auf die Vitalität der vier Hauptbaumarten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche vorgelegt (BECK, 2010). Bei Überlegungen zur Baumartenwahl für den Wald der Zukunft wird gerade vor dem Hintergrund der häufig trocken-warmen Sommer der letzten zwei Jahrzehnte die Frage nach Alternativbaumarten, darunter fremdländische Baumarten, gestellt. Unter den bereits in Deutschland seit mehr als einem Jahrhundert angebauten fremdländischen Baumarten nimmt die Douglasie eine nach Anbauumfang und Wuchsleistung herausragende Rolle in einem weiten Standortsbereich ein. Am häufigsten anzutreffen ist die Grüne Küstendouglasie (*Pseudotsuga menziesii* var. *viridis*), seltener sind Anbauten der Varietäten *glauca* und *caesia*. Nachteilig im Sinne wissenschaftlicher Untersuchungen ist der Umstand, dass die Herkunft des Saatgutes in vielen Fällen unklar ist. Bei Überlegungen zur Anbaueignung dieser Baumart unter mitteleuropäischen Standortverhältnissen, insbesondere klimatischen, muss davon ausgegangen werden, dass das Herkunftsgebiet der Douglasie mit ihren Varietäten in Nordamerika weitaus größer ist als Deutschland und die dort besiedelten Standorte eine größere Spannweite aufweisen als jene hierzulande.

Aktuell werden zum Anbau fremdländischer Baumarten im Allgemeinen und zur Douglasie im Besonderen kontroverse Diskussionen geführt. Von der Seite der Privatwaldbesitzer wird die Forderung nach einer Ausweitung des Douglasienanteils erhoben. Begründet wird dies mit der Einschätzung, dass die Douglasie eine wirtschaftlich ertragreiche und gegenüber Klimaveränderungen robuste Baumart sei. Aus naturschutzfachlicher Sicht besteht die Befürchtung, dass durch einen vermehrten Anbau fremdländischer, konkurrenzstarker Baumarten eine Verdrängung einheimischer Arten herbeigeführt würde. Die Argumente beider Seiten gründen sich hauptsächlich auf kurzfristige bis mittelfristige Beobachtungen und Plausibilitätsannahmen. Abgesicherte, wirklich belastbare Ergebnisse mit regionalem und standörtlichem Bezug fehlen weitgehend. Von dieser Sachlage ausgehend soll in diesem Beitrag die Frage behandelt werden, welchen Wirkungsanteil die Witterung auf die jährlichen Wachstumsraten der Baumart Douglasie gerade in trockeneren Klimaausprägungen tatsächlich hat. Hierbei wird unterstellt, dass eine überlegene Wuchsleistung und beständige Baumvitalität unter den klimatisch günstigeren west- und südwestdeutschen Anbaugebieten als gegeben betrachtet werden kann. Hier soll der Frage nachgegangen werden, in welcher Weise ostdeutsche Douglasienbestände unter trockeneren Bedingungen, teilweise unter 600 mm/a, auf Witterungsschwankungen reagieren.

Material und Methoden

Auf insgesamt 14 Douglasien-Probeflächen in Mecklenburg-Vorpommern (4), Brandenburg (7) und Thüringen (3) wurden Bohrkerne an jeweils 20 herrschenden Probebäumen entnommen (Tabelle 1, Abb. 1). Die Bohrungen (je zwei/Baum) wurden mindestens bis zur Stammmitte ausgeführt, um möglichst das gesamte Baumleben ab Brusthöhenalter zu erfassen. Nach der Probenpräparation (einleimen, schleifen) erfolgte die Vermessung der Jahrringbreiten aus den so gewonnenen und auf den idealen kreisrunden Stammquerschnitt normierten Jahrringbreiten erfolgte die Rekonstruktion des mittleren systemtypischen Wachstumsverhaltens des herrschenden Bestandeteils (Durchmesserwachstum, Radialzuwachs, Kreisflächenzuwachs, Jahrring-Index-Zeitreihen; BECK, 2010). Aus diesen für jede der 14 Untersuchungsflächen vorliegenden Zeitreihen wurden Ergebnisse zum Wachstumsverlauf, zur Witterungssensitivität des Radialzuwachses und zu Weiserjahren erarbeitet. Mit Hilfe von gleitenden Korrelationen zwischen Jahrring-Index und Tagesmitteltemperatur sowie Jahrring-Index und Niederschlagssumme wurden die innerjährlichen Zeitspannen gefunden, in denen die Witterungsvariablen am stärksten auf die Zuwachsbildung wirken. Dabei liegt der Suchzeitraum für die gleitenden Korrelationen zwischen dem Juli des Vorjahres und dem Oktober des laufenden Jahres.

Ergebnisse: Verlauf des Durchmesserwachstums; Radial- und Kreisflächenzuwachs

Die Verlaufskurven des mittleren Durchmesserwachstums aller 14 untersuchter Douglasienbestände weisen weitgehende Ähnlichkeiten auf (Abb. 2). Dabei ist die Gesamtentwicklung, abgesehen von den jüngeren Beständen Jakobsee (jung) und Maienpfehl (vir. & caes.) keineswegs monoton-gleichförmig, sondern weist mehrere voneinander unterscheidbare Abschnitte auf. Nach hohen Wachstumsraten in den einstigen Jungbeständen kommt es mit den 1950er Jahren zu geringeren Durchmesserzunahmen. Mit den 1980er Jahren beginnt ein neuer Entwicklungsabschnitt mit deutlich höheren Zuwachswerten, der bis zum Zeitpunkt der Bohrkernentnahmen anhält. Noch deutlicher werden diese aufeinander folgenden Entwicklungsphasen bei der Betrachtung der Differenzenkurven (Radial- und Kreisflächenzuwachs, Abb. 3 und 4). Auffällig ist hier der abrupte Wachstumseinbruch im Jahr 1940, nach dem die Zuwachswerte auf einem, im Vergleich zum vorher liegenden

Zeitraum, durchschnittlich geringeren Niveau verharren. Diese, etwa drei Jahrzehnte währende Phase wird erst mit den 1980er Jahren überwunden. Diese klare phasenweise Unterschiedlichkeit im Wachstumsablauf zeigen die o.g., heute jüngeren Bestände nicht. Betrachtet man die mittleren jährlichen Radialzuwachswerte in Abhängigkeit vom Bestandesalter ergibt sich eine signifikante, auch von anderen Baumarten bekannte und insbesondere im Zusammenhang mit dem RECOGNITION-Projekt (KAHLE et al., 2008) wiederholt nachgewiesene Beziehung: Heute jüngere Bestände zeigen höhere Wachstumsraten als ältere von Anfang an (Abb.5).

Tabelle 1: Douglasien-Untersuchungsbestände in Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg und Thüringen

Versuchsfläche	Standortsgruppe	Alter im Jahr 2010	Höhenlage ü. NN [m]	mittl. Jahresniederschlag Referenzperiode 1960-1990	mittl. Niederschlag April - Oktober
Mecklenburg-Vorpommern (MVP)					
Schildfeld	M2	123	32	691	419
Spandowerhagen	M2	96	41	556	350
Dabelow	M2	121	75	609	376
Triepkendorf	M2	122	115	590	369
Brandenburg					
Criewen	M2/K2	113	80	527	342
Finowtal	M2	124	55	567	355
Rarangsee	M2	108	75	585	365
Maienpfuhl vir.	K2	77	105	511	339
Maienpfuhl caes.	K2	77	105	511	339
Jakobsee jung	M2	63	105	520	337
Jakobsee alt	M1	117	74	520	337
Thüringen					
Marksuhl	M1w	99	300 - 310	632	402
Zollbrück	M1	125	475 - 480	746	439
Heßles	M2	105	455 - 475	709	447

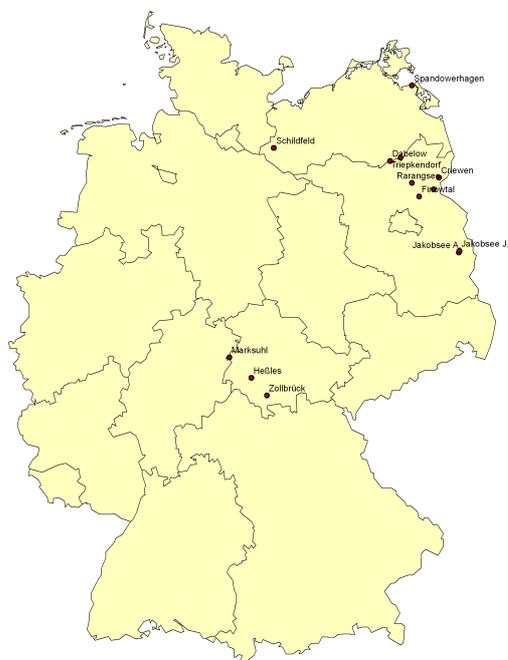


Abbildung 1: Räumliche Lage der Douglasien-Untersuchungsbestände

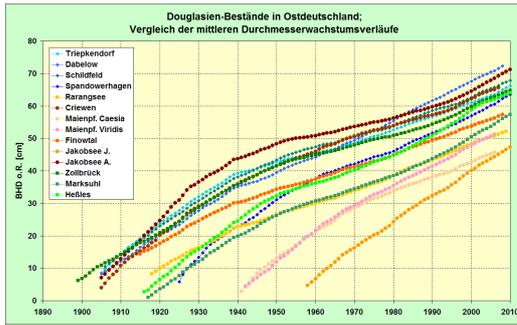


Abbildung 2: Durchmesserwachstumsverlauf

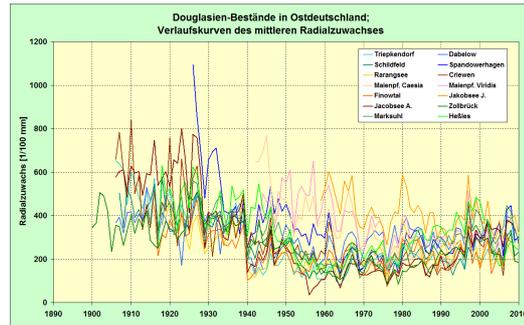


Abbildung 3: Radialzuwachsverlauf

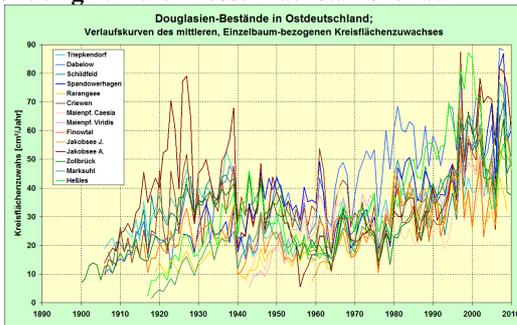


Abbildung 4: Verlauf des Kreisflächenzuwachses

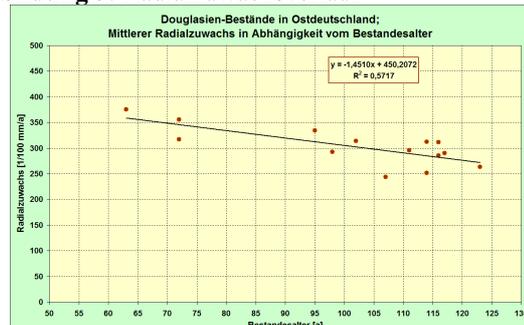


Abbildung 5: Relation zwischen mittlerem Radialzuwachs und Bestandesalter

Zwischen den mittleren Radialzuwachszeitreihen der Untersuchungsbestände bestehen, mit Hilfe von Kreuzkorrelationen nachgewiesene, weitgehende Ähnlichkeiten. Besonders deutlich ist dies, wenn die Untersuchungsbestände in Mecklenburg-Vorpommern mit denen in Thüringen verglichen werden (Tab. 2). Unerwartet hoch sind die Korrelationen zwischen den am weitesten voneinander entfernten Untersuchungsbeständen. Daneben gibt es bezüglich der jährlichen Radialzuwüchse Unähnlichkeiten zwischen einzelnen Versuchsgliedern, so zwischen den jüngeren Beständen (Jakobsee (jung) sowie Maienpfuhl (vir. & caes.)) und den älteren Beständen, außerdem zwischen Finowtal und Schildfeld. Diese altersbedingten und regionalen Unterschiede in der Reaktionsweise auf Witterungseinflüsse scheinen wenig verwunderlich, mehr jedoch der hohe Ähnlichkeitsgrad zwischen den geografisch am weitesten voneinander entfernten Beständen.

Tabelle 2: Kreuzkorrelationen zwischen den mittleren Radialzuwachsreihen

	Dabelow	Schildfeld	Spandowehagen	Rarangsee	Criewen	Maienpf. Cael	Maienpf. Virid	Finowtal	Jakobsee J.	Jakobsee A.	Zollbrück	Marksuhl	Heßles			
Tripkendorf		0,7437														
Dabelow			0,8576	0,7016	0,8231	0,8531	-0,2091	-0,0393	0,8750	0,0850	0,8906	0,7061	0,7605	0,6806	0,6831	
Schildfeld				0,6916	0,5190	0,7097	0,5098	-0,3087	0,6353	0,7311	0,3497	0,6353	0,5624	0,4866	0,4285	
Spandowehagen					0,8001	0,4577	0,6745	0,5227	0,7468	0,2253	0,5467	-0,0997	0,7581	0,8928	0,7855	
Rarangsee						0,4577	0,7790	0,5942	0,5929	0,7374	0,2624	0,3127	0,7972	0,7494	0,5998	
Criewen							0,2105	0,0664	0,8422	0,3758	0,7060	0,5551	0,6169	0,6052		
Maienpf. Caesia								0,5227	0,5367	0,7802	0,5927	0,8241	0,6860	0,6895	0,6990	
Maienpf. Viridis									0,7468	0,0985	0,7879	0,0184	0,2741	0,1337	0,1576	
Finowtal										0,2253	0,8415	-0,0419	0,1270	0,0293	-0,0667	
Jakobsee J.											0,5467	0,8143	0,6690	0,7452	0,6510	
Jakobsee A.												-0,0999	-0,1753	-0,1054		
Zollbrück													0,7608	0,8109	0,7212	
Marksuhl														0,8928	0,8424	
Heßles															0,7855	
																0,5104

Tabelle 3: Kreuzkorrelationen zwischen den mittleren Kreisflächenzuwachsreihen

	Dabelow	Schildfeld	Spandowehagen	Rarangsee	Criewen	Maienpf. Cael	Maienpf. Virid	Finowtal	Jakobsee J.	Jakobsee A.	Zollbrück	Marksuhl	Heßles				
Tripkendorf		0,7223															
Dabelow			0,7462	0,6116	0,6588	0,6168	0,6594	0,7734	0,7828	0,8199	0,7834	0,6543	0,5837	0,4522			
Schildfeld				0,6879	0,7049	0,9112	0,5731	0,6735	0,8258	0,8558	0,8400	0,4219	0,6323	0,7970	0,7198		
Spandowehagen					0,7203	0,6395	0,5038	0,6504	0,8579	0,7638	0,8405	0,8627	0,7113	0,7603	0,8648		
Rarangsee						0,5395	0,5944	0,4309	0,5312	0,7185	0,7656	0,5858	0,6166	0,8429	0,6042		
Criewen							0,5038	0,6605	0,8120	0,8762	0,8501	0,3728	0,5205	0,7726	0,7431		
Maienpf. Caesia								0,5227	0,5929	0,6551	0,6398	0,6474	0,7210	0,5410	0,5112		
Maienpf. Viridis									0,7468	0,6699	0,5469	0,4506	0,3278	0,5072	0,3743		
Finowtal										0,7638	0,8265	0,5004	0,4491	0,6768	0,5914		
Jakobsee J.											0,8405	0,5482	0,6068	0,7333	0,6502		
Jakobsee A.												0,8627	0,8088	0,8058	0,7984		
Zollbrück													0,7164	0,4904	0,5631		
Marksuhl														0,7603	0,7706		
Heßles															0,8648		
																0,6739	
																	Kreuzkorr.

Die einzelnen, vorwiegend altersbedingten Unähnlichkeiten verschwinden bei der Betrachtung der mittleren Kreisflächenzuwachsverläufe der 14 Untersuchungsbestände. Hier bestehen zwischen allen Versuchsgliedern signifikante Kreuzkorrelationen (Tab. 3).

Ergebnisse: Wirkung des Jahres 2003

Der trocken-warme Sommer des Jahres 2003 ist durch seine extreme Ausprägung im Süden und Südwesten Deutschlands als „Jahrhundertsommer“ in eine mediale Rekordstellung gelangt und war Veranlassung zur DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2011

Beauftragung der sogenannten „Trockenheitsstudie“ durch das BMVEL. Hier soll untersucht werden, welche Zuwachsänderungen durch den Trockensommer 2003 und in den Jahren danach in ostdeutschen Douglasienbeständen aufgetreten sind. Um die unterschiedlich starken Probestämme eines Bestandes und die unterschiedlicher Bestände miteinander vergleichbar zu machen, wurden die absoluten Jahrringbreiten ab dem Jahr 1998 in relative Zuwachsraten transformiert. Als Referenzperiode wurde die, vor dem Jahr 2003 liegende fünfjährige Zuwachsperiode 1998 bis 2002 gewählt und deren Mittelwert als 100 Prozent gesetzt. Die für die Regionen Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg und Thüringen separat dargestellten Verlaufskurven des relativen Radialzuwachses (Abb. 6 bis 8) ergeben teils unterschiedliche Befunde, die mit der regionalen Ausprägung der Trockenheit im Jahre 2003, aber auch im Jahr 2006, in Verbindung stehen. So fällt die Zuwachsreduktion in den Douglasienbeständen in MVP durch das Jahr 2003 eher moderat aus, im Durchschnitt ist im Jahr 2005 das Ausgangsniveau wieder erreicht. Die Zuwachsreduktion durch den trocken-warmen Sommer 2006 fällt hier wesentlich empfindlicher als 2003 aus, wird jedoch durch eine unmittelbare Erholung in den Jahren 2007 und 2008 wieder ausgeglichen. Tendenziell ähnlich verhalten sich die Brandenburger Douglasienbestände. Hier ist die Zuwachsreduktion in 2003 und 2006 etwa gleichstark, die Revitalisierung in den Jahren 2007 und 2008 läuft verhaltener ab als in MVP. Auffällige Zuwachseinbußen, vor allem in 2006, erleidet der odernahe Bestand Criewen, dessen lokalklimatischen Bedingungen zu Verlusten von mehr als 50 Prozent geführt haben. Gänzlich andere Reaktionsmuster sind in den Thüringer Douglasienbeständen festzustellen. Die durch den Trockensommer 2003 verursachten Zuwachsverluste setzen sich hier über die Jahre bis 2006 fort, eine Erholung in den Jahren 2007 und 2008, die zur Rückkehr zum Ausgangsniveau der Referenzperiode führen würde, ist nur schwach ausgeprägt. Im Vergleich erscheinen die Thüringer Douglasienbestände weniger Witterungs-reagibel als die in MVP und Brandenburg. Andererseits kann geschlussfolgert werden, dass die Trockensommer der Jahre 2003 und 2006 mit Ausnahme des Thüringer Bestandes Heßles zu keiner dauerhaften Veränderung des Wachstumstrends in den untersuchten ostdeutschen Douglasienbeständen geführt hat.

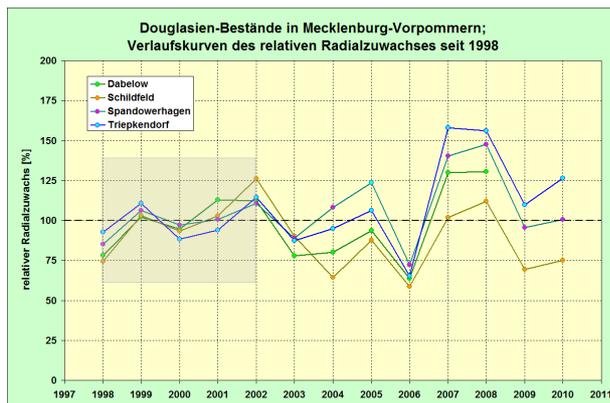


Abbildung 6: Verlauf des mittleren relativen Radialzuwachses in Douglasienbeständen in MVP

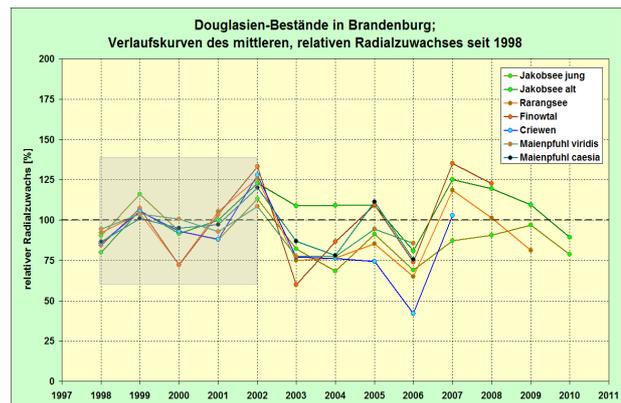


Abbildung 7: Verlauf des mittleren relativen Radialzuwachses in Douglasienbeständen Brandenburgs

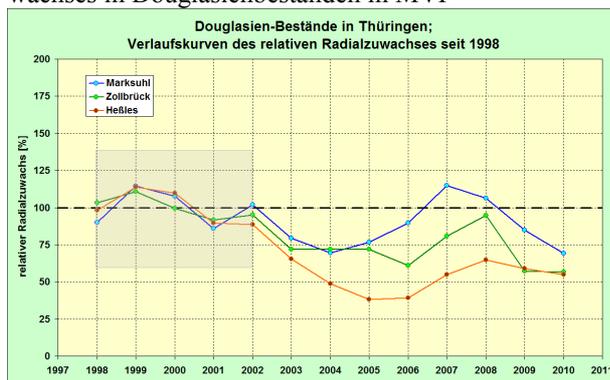


Abbildung 8: Verlauf des mittleren relativen Radialzuwachses in Douglasienbeständen Thüringens

Ergebnisse: Sensitivität in den Jahrringzeitreihen

Die Sensitivität in Jahrringzeitreihen ist ein statistisches Maß für den Jahr-zu-Jahr-Wechsel der Jahrringbreiten und gibt an, ob stark wechselnde oder eher ausgeglichene Wachstumsbedingungen vorherrschten (DOUGLASS, 1929; SCHWEINGRUBER, 1984). Die Berechnung der mittleren Sensitivitäten für den Zeitraum ab 1990 soll dem Vergleich der klimatischen Wachstumsbedingungen der untersuchten Douglasienbestände dienen (Abb. 9). Innerhalb des Gesamtmaterials sind beträchtliche Unterschiede, sowohl innerhalb der Regionen als auch zwischen

den Regionen festzustellen. So bestätigt sich, dass unter allen Beständen die Thüringer Douglasien die geringsten Sensitivitäten aufweisen. Die hier höheren Niederschläge und die im Allgemeinen moderaten Temperaturen in den mittleren Berglagen führen zu ausgeglichenen Wachstumsbedingungen und in der Folge zu vergleichsweise gering variierenden Jahrringbreiten.

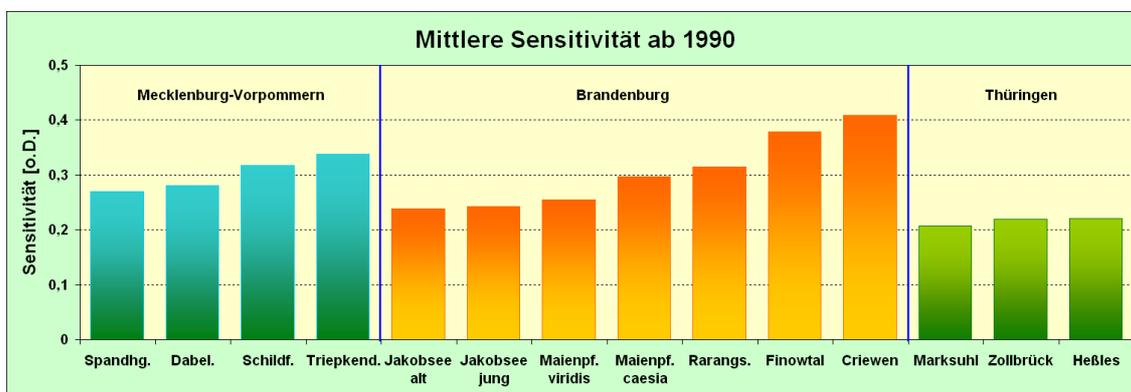


Abbildung 9: Mittlere Sensitivitäten in den Jahrringzeitreihen im Zeitraum ab 1990

Die höchsten Sensitivitäten bei gleichzeitig stärkster Differenzierung zwischen den einzelnen Untersuchungsbeständen bestehen bei den Brandenburger Douglasien. Die höchsten Sensitivitäten sind in Beständen auf Sandstandorten bei Niederschlägen zwischen 510 bis 600mm/a (Rarangsee, Finowtal) und in der Oder-nahen trocken-warmen Klimaausprägung (Criewen) festzustellen. Geringe Sensitivitäten sind in den jüngeren Beständen Jakobsee (jung) und Maienpfuhl (*vir.* & *caes.*) festzustellen. Die geringste mittlere Sensitivität in Brandenburg weist der Altbestand im südbrandenburgischen Revier Jakobsee auf. Hier muss jedoch von einem bestehenden Grundwasseranschluss im Bachtal der Ölse ausgegangen werden.

Die Douglasienbestände in MVP nehmen bezüglich ihrer mittleren Sensitivitäten eine Mittelstellung ein und sind standörtlich den Brandenburger Standorten ähnlich. Das Niederschlagsdargebot ist hier etwas höher.

Ergebnisse der Weiserjehranalysen

In bestimmten Jahren führen Witterungsverläufe dazu, dass die überwiegende Mehrzahl aller Bäume eines Bestandes gleichgerichtet mit positiven oder negativen Jahrringbreitenänderungen, je nach Gunst oder Ungunst der Witterung, reagiert. Heben sich diese einheitlichen Jahrringbreitenänderungen von denen vorausgegangener Jahre signifikant ab, stellen diese Jahre so genannte Weiserjahre dar. Zur Analyse von Weiserjahren sind in der Vergangenheit vielfältige Methoden benutzt wurden (BIJAK, 2007). Am häufigsten wird bisher die Berechnung nach CROPPER (1979) angewendet, die dem Wesen nach ein zweiseitiges, symmetrisches Filter darstellt, das die Jahrringbreite eines Jahres in Relation zu Vorgängerjahren und Nachfolgejahren wichtet. Zur Entscheidung, ob in Bezug auf den Gesamtbestand ein Weiserjahr vorliegt, ist das Überschreiten so genannter Bestandes- und Baum-Thresholds (Schwellenwerte) maßgeblich. Diese Thresholds bedürfen der vorherigen Festlegung. Auf diese Weise können bei unterschiedlicher Festlegung der Schwellenwerte verschieden viele Weiserjahre gefunden werden. Die hier verwendete Methode vermeidet diese Nachteile, indem relative Jahrringbreitenabweichungen in Relation zum Mittel der fünf vorangegangenen Jahre berechnet werden:

$$rAbw.(%)_t = 100 \cdot \frac{JRB_t - \overline{JRB}_{t-5, \dots, t-1}}{\overline{JRB}_{t-5, \dots, t-1}}$$

Diese Berechnungsvorschrift stellt ein einseitiges Filter dar, das die Jahrringbreite in einem Jahr t nur an vorausgegangenen Jahrringbreiten misst. Die Einbeziehung nachfolgender Jahrringbreiten nach CROPPER (1979) zur Bewertung der jeweils aktuellen Jahrringbreite erscheint nicht plausibel.

Anschließend erfolgt bestandesweit die Berechnung des Mittelwertes und der Standardabweichung der relativen Abweichungen für jedes Jahr t . Ein Weiserjahr besteht dann, wenn der Mittelwert aller Abweichungen in einem Jahr signifikant von „0“ verschieden ist. Dieser in der mathematischen Statistik etablierte Signifikanztest ersetzt das gutachterliche Festsetzen von Thresholds.

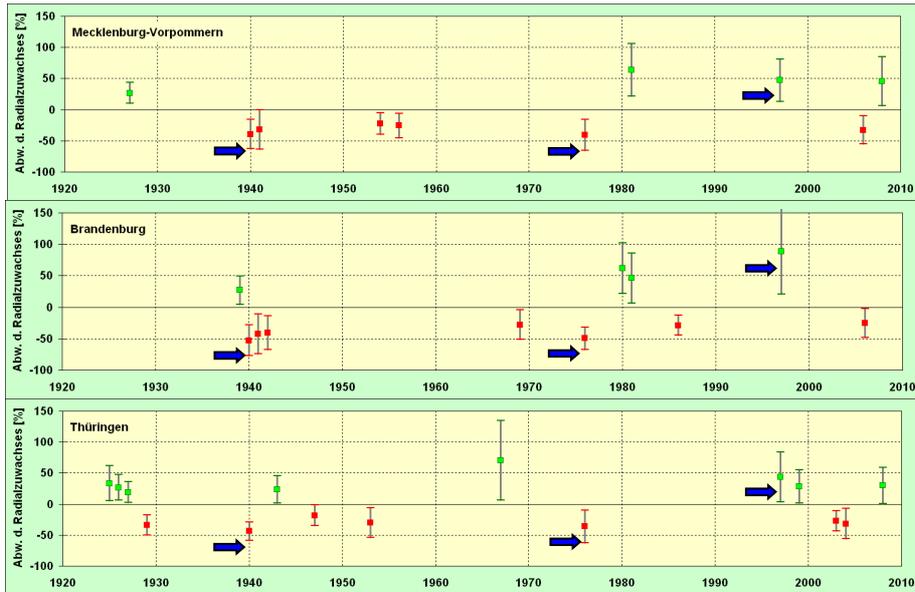


Abbildung 10: Regionale Weiserjahre in Mecklenburg-Vorpommern

Abbildung 11: Regionale Weiserjahre in Brandenburg

Abbildung 12: Regionale Weiserjahre in Thüringen

Zunächst wurden Weiserjahanalysen getrennt nach den Regionen MVP, Brandenburg und Thüringen (Abb. 10 bis 12) berechnet. Auf Grund der regionalen Spezifika in der Witterungsausprägung wurden unterschiedlich viele Weiserjahre ermittelt. Sie betragen in MVP 10, in Brandenburg 11 und in Thüringen 15 Weiserjahre. Zwischen den Regionen treten lediglich drei gemeinsame Weiserjahre auf – die Jahre 1940, 1976 und 1997 (blaue Pfeile in Abb. 10 bis 12). Der Grad der paarweisen Übereinstimmung liegt zum Teil höher: zwischen MVP und Brandenburg gibt es 6, zwischen MVP und Thüringen 5 und zwischen Brandenburg und Thüringen nur 3 gemeinsame Weiserjahre. Trotz dieser vergleichsweise geringen Übereinstimmung in den gemeinsamen Weiserjahren wurde, veranlasst durch die großen Ähnlichkeiten im Wachstumsgang und im Zuwachsverlauf aller Douglasienbestände untereinander, eine gemeinsame, das gesamte ostdeutsche Material umfassende Weiserjahanalyse berechnet. Im gemeinsamen, mit mindestens 70% Belegung besetzten Bereich von 1936 bis 2008 wurden insgesamt 7 negative und 4 positive überregionale Weiserjahre festgestellt (Abb. 13). Auffällig ist, dass bis zum Ende der 1970er Jahre nur negative, überregionale Weiserjahre in Erscheinung treten, erst danach treten positive und negative Weiserjahre im Wechsel auf.

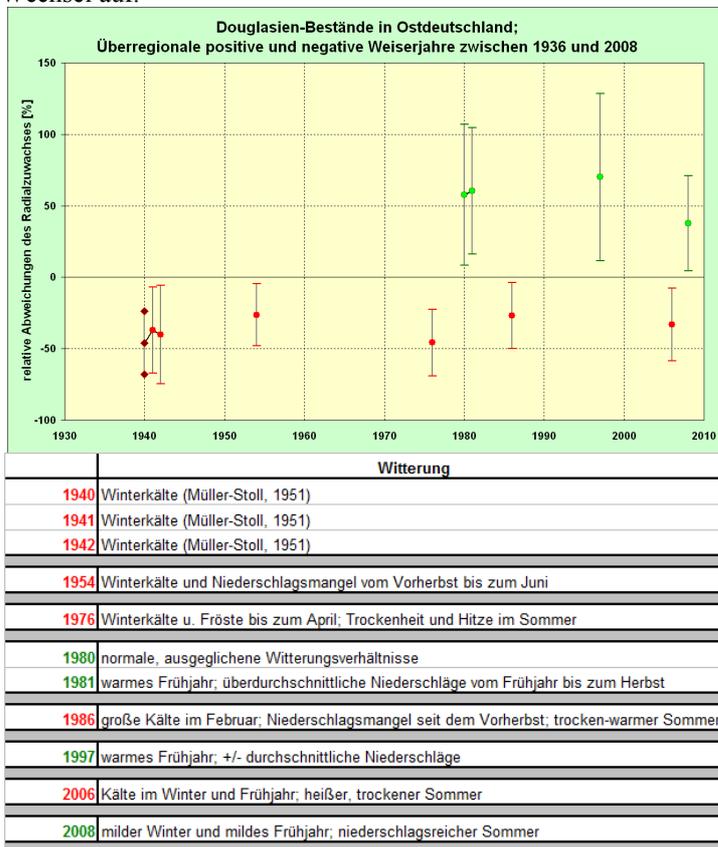


Abbildung 13: Überregionale, alle 14 ostdeutsche Douglasienbestände umfassende Weiserjahre

Tabelle 4: Besonderheiten im Witterungsverlauf, die zur Herausbildung von Weiserjahren führten

Solche überregionalen, die übergroße Mehrheit aller Probestämme betreffenden Wirkungen implizieren die Analyse der Witterungsverläufe in den Weiserjahren, bzw. im davor liegenden Winter macht klar, dass Winterkälte die entscheidende Ursache für negative Weiserjahre ist. Dies kann auch in Kombination mit Sommertrockenheit und Hitze auftreten (Jahre 1976, 2006). Sommertrockenheit und Hitze allein haben in keinem Fall zu einem negativen Weiserjahr geführt. Positive Weiserjahre traten stets dann auf, wenn gemäßigte Temperaturen im Frühjahr und während der Vegetationsperiode bei durchschnittlichen oder überdurchschnittlichen Niederschlägen auftraten. Soll ein Zusammenhang zwischen diesen überregionalen Weiserjahren und dem Wachstumsverlauf hergestellt werden, so eignet sich hierfür der mittlere Kreisflächenzuwachs aller Douglasienbestände, da zwischen allen Untersuchungsbeständen ein hoher Ähnlichkeitsgrad festgestellt wurde (Tab. 3). Vor der Berechnung einer mittleren, alle Douglasienbestände umfassenden Kurve wurden zur Beseitigung von Wuchsniveaunterschieden die Zeitreihen des Kreisflächenzuwachses in relative Kreisflächenzuwachswerte transformiert (Abb. 14). Die Synopse mit den hier gleichzeitig dargestellten negativen und positiven Weiserjahren macht einen direkten Zusammenhang zwischen Witterungswirkung und Wachstumstrend deutlich. Die in drei aufeinander folgenden Jahren von 1940 bis 1942 auftretende strenge Winterkälte hatte überregional zu einem empfindlichen Trendbruch in den Zuwachszeitreihen geführt. Diese wiederholten negativen Einflüsse haben so den Beginn einer über vier Jahrzehnte währenden Depressionsphase eingeleitet, in der kein einziges positives Weiserjahr feststellbar ist und in der zwei weitere negative Weiserjahre, 1954 und 1976, das anhaltend geringe Zuwachsniveau bestimmten. Dieser depressive Trend wird erst mit den positiven Weiserjahren 1980 und 1981 überwunden, in denen ausgeglichene Temperaturen herrschten und zum Teil überdurchschnittliche Niederschläge fielen. Im Zeitraum seit 1980 sind vier positive und nur zwei negative Weiserjahre festzustellen, was auf für die Baumart Douglasie deutlich verbesserte Klimabedingungen verweist und zu einer positiven Zuwachstrendentwicklung geführt hat.

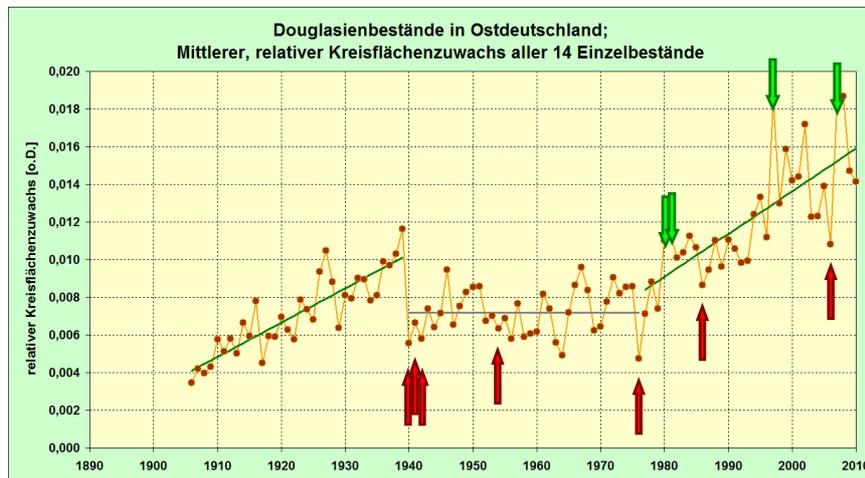


Abbildung 14: Zeitreihe des mittleren relativen Kreisflächenzuwachses aller 14 Douglasienbestände mit aufeinander folgenden Trendabschnitten und den überregionalen Weiserjahren

Ergebnisse: signifikante innerjährliche Zeitspannen der Witterungswirkung

Mit dem Ziel der Analyse und Modellierung des sogenannten „Climate – Growth Systems“ sind vielfältige Methoden entwickelt worden. Diese bestehen unter anderem in Regressionsverfahren, so genannten „response functions“ (FRITTS, 1976), „bootstrapped response functions“ (GUIOT, 1991), „moving and evolutionary time intervals“ (BIONDI & WAIKUL, 2004) oder Zustands-Raum-Modellen (VISSER & MOLENAAR, 1988; van DEUSEN & KORETZ, 1988). Eine Gemeinsamkeit all dieser Verfahren besteht in der Verwendung aggregierter Witterungsvariablen wie Monatsmittel der Temperatur und Monatssummen des Niederschlags oder der Anwendung gutachterlich festgelegter Aggregationsgrenzen zur Variablenbildung, die dann der Zeitreihe des Jahrring-Indexes als Zielgröße gegenübergestellt werden. Das hier angewendete Verfahren verwendet als Elementardaten Tageswerte von Temperatur und Niederschlag. Die Anwendung eines Data-Mining-Verfahrens führt zum Auffinden von Zeitspannen innerhalb des Jahres, die mit den Jahrring-Index-Werten bestmöglich korrelieren. Als zeitlicher Suchraum für die in diesen Zeitspannen gebildeten Witterungsvariablen dient der Zeitraum von Anfang Juli des Vorjahres bis Ende Oktober des laufenden Jahres, indem gleitende Zeitfenster mit minimal 21 Tagen (3 Wochen) bis hin zu 123 Tagen (4 Monate) verwendet werden. Die Bestimmung optimaler Aggregationsgrenzen durch vollständige Enumeration aller möglichen Varianten aus Lage und Breite der Zeitspannen und der daraus resultierenden Korrelationen der gebildeten Witterungsvariablen zum Jahrring-Index führt so zu einer objektivierten Variablenauswahl. Die beschriebenen Methoden sind im Computerprogramm CLIMTREG V.4 (CLimatic IMPact on TREe Growth; BECK, 2007) implementiert. Das Programm kann auf Anfrage an Interessenten zur freien Nutzung bereitgestellt werden. Ein Teil des Programm-Outputs ist beispielhaft für den

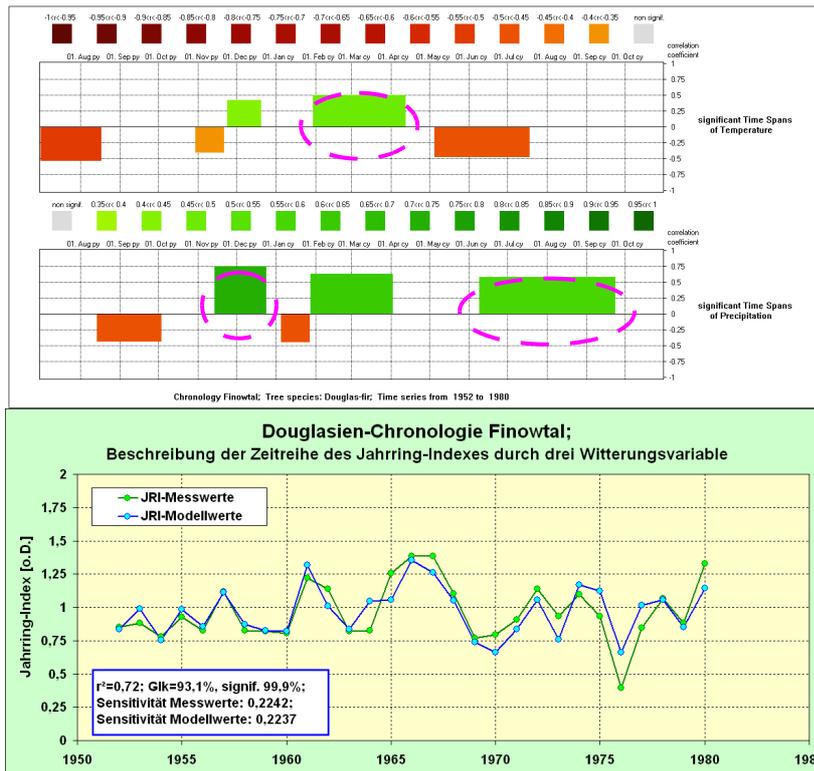


Abbildung 15: Zeiträume signifikanter Korrelationen der Variablen Temperatur und Niederschlag zum Jahring-Index; Bsp.: Douglasien-Versuchsfläche Finowtal

Abbildung 16: Beschreibung der Zeitreihe des Jahring-Index durch ein Regressionsmodell mit drei Witterungsvariablen (markierte Zeitabschnitte in Abb. 15)

Douglasienbestand Finowtal (Abb. 15) angegeben. Die gefundenen innerjährlichen Zeitabschnitte mit den hierin aggregierten Witterungsvariablen können zur Beschreibung der Zeitreihe des Jahring-Indexes durch ein Regressionsmodell Verwendung finden (Abb. 16). Im dargestellten Beispiel fanden die Variablen „mittlere Frühjahres-Temperatur“, „Winterniederschläge“ und „Sommerniederschläge“ Verwendung. Neben dem Bestimmtheitsmaß dient der Gleichläufigkeitsparameter sowie der Vergleich der mittleren Sensitivitäten von Messwerte- und Modellwerte-Reihe zur Bewertung der Modellgüte.

Das Programm CLIMTREG wurde auf jede der 14 Douglasienchronologien angewendet. Hierbei wurde der mögliche Analysezeitraum, welcher auf Grund der begrenzten Verfügbarkeit der Meteo-Daten maximal von 1951 bis 2006 reicht, in zwei Abschnitte (1952 bis 1980; 1978 bis 2006) unterteilt. Diese Unterteilung ist sinnvoll, da die Witterungscharakteristik und die daraus resultierenden Zuwachsreaktionen der Bäume zeitlich nicht konstant sind, sondern mittel- und langfristigen Schwankungen unterliegen. Die Wahl zu großer oder maximaler Analysezeiträume würde zu unbefriedigenden Ergebnissen führen. Die Ergebnisse der Berechnungen wurden regionenweise als Mittelwerte zusammengefasst. Diese wurden farblich als dunklere Töne gemeinsam mit den Flächen-Einzel-Zeitspannen (hellgrau) in den Abbildungen 17a (Temperatur) und 17b (Niederschlag) bis 20a und 20b dargestellt. Zusätzlich sind die Signifikanzschwellen des Korrelationskoeffizienten angegeben.

Im Analysezeitraum 1952 bis 1980 wurden in Douglasienbeständen Mecklenburg-Vorpommerns ein starker positiver Einfluss milder Spätwinter- und Frühjahres-Temperaturen sowie ein signifikanter negativer Einfluss hoher Temperaturen von Ende Mai bis Juni festgestellt (Abb. 17a). Hohe Niederschläge im Spätherbst und Winter vor der Vegetationsperiode und im Juli des laufenden Jahres haben im Mittel einen positiven Einfluss (Abb. 17b). In Brandenburg liegen die signifikanten Zeitspannen der Temperatur (Abb. 18a) ähnlich, während der signifikant positive Einfluss der Sommerniederschläge noch ausgeprägter ist (Abb. 18b). Dies steht mit der gegenüber MVP stärkeren Niederschlagsarmut und der im Durchschnitt schwächeren Wasserspeicherung der Sandböden in Brandenburg im Zusammenhang. Die in Thüringen gefundenen signifikanten Zeiträume der Temperaturwirkung (Abb. 19a) sind denen in MVP und Brandenburg ähnlich. Bei deutlich höherem Niederschlagsangebot, das selten zum begrenzenden Faktor wird, sind hier im Mittel keinen signifikanten Zeitspannen als typische, gemeinsame Wirkungsmuster festzustellen (Abb. 19b).

Die Ergebnisse im Analysezeitraum von 1978 bis 2006 sind durchweg weniger eindeutig und werden hier nur beispielhaft

für die Region Brandenburg dargestellt. Zwar werden in bestimmten Untersuchungsbeständen signifikante Temperatur-Variable gefunden, im Mittel aller Flächen wird der Signifikanz-Schwellenwert jedoch nicht überschritten (Abb. 20a). Prinzipiell Gleiches gilt für die Zeitspannen der Niederschläge (Abb. 20b). Mit den klimatischen Veränderungen, die sich innerhalb dieses zweiten Analysezeitraumes vollzogen haben und die hauptsächlich in einer Erwärmungstendenz bestehen, ist die Stationarität im Witterungsverlauf verloren gegangen. Hieran müssen sich Bäume zwangsweise in einem allmählichen Prozess adaptieren. Die Ergebnisse der Analysen

zur Witterungswirkung im Zeitraum 1978 bis 2006 widerspiegeln diesen Phasenübergang, sowohl ursachen- als auch wirkungsseitig.

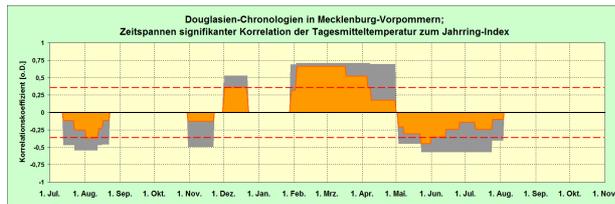


Abbildung 17a: Mecklenb.-Vorp., mittlerer Temperatureinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

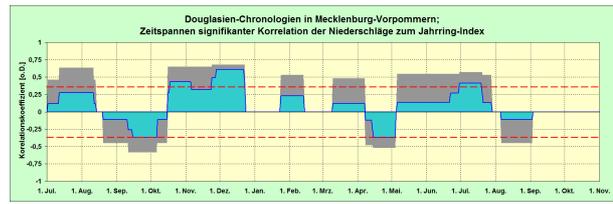


Abbildung 17b: Mecklenb.-Vorp., mittlerer Niederschlagseinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

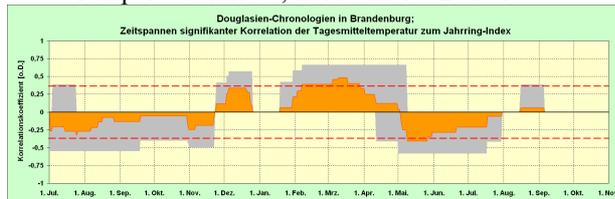


Abbildung 18a: Brandenburg, mittlerer Temperatureinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

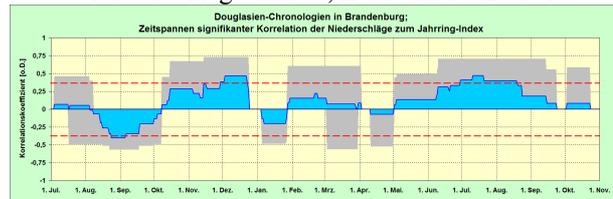


Abbildung 18b: Brandenburg, mittlerer Niederschlagseinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

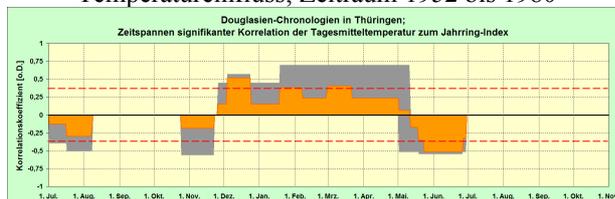


Abbildung 19a: Thüringen, mittlerer Temperatureinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

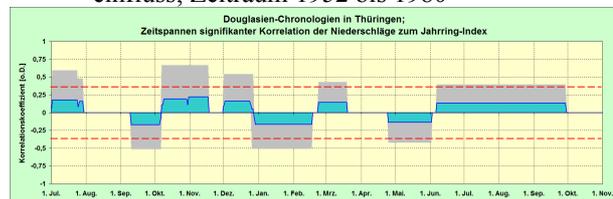


Abbildung 19b: Thüringen, mittlerer Niederschlagseinfluss; Zeitraum 1952 bis 1980

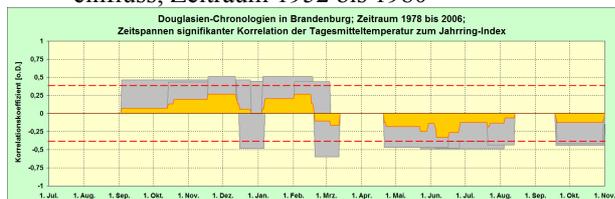


Abbildung 20a: Brandenburg, mittlerer Temperatureinfluss; Zeitraum 1978 bis 2006

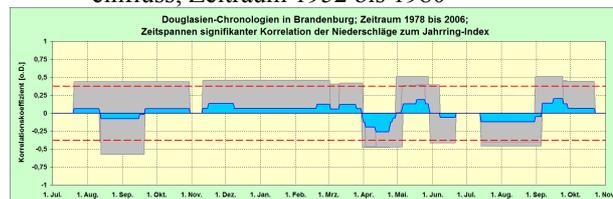


Abbildung 20b: Brandenburg, mittlerer Niederschlagseinfluss; Zeitraum 1978 bis 2006

Schlussfolgerungen

Das Wachstum der untersuchten ostdeutschen Douglasienbestände ist in allen Standortsbereichen dem der Nachbarbestände anderer Baumarten überlegen. Die jüngeren Bestände zeigen gegenüber den älteren Beständen höhere Wachstumsraten von Anfang an. Der Wachstumsablauf aller Bestände ist nicht monoton homogen, sondern weist unterschiedliche, vom Witterungsverlauf geprägte Abschnitte auf. Dies wird besonders in den Verläufen des mittleren Radialzuwachses und des Kreisflächenzuwachses deutlich. Zwischen allen, zum Teil weit voneinander entfernten Beständen bestehen zwischen den Zuwachszeitreihen signifikante Ähnlichkeiten. Diese Fernkorrelationen, in der Dendrochronologie auch Telekonnektion genannt, sind Ausdruck des übergeordneten Einflusses mitteleuropäischer Großwetterlagen.

Die Zuwachsverluste im Jahr 2003 und in den darauf folgenden Jahren fallen moderat aus. Die Zuwachseinbußen im Jahr 2006 sind deutlich heftiger. Gleichzeitig besteht bei der Baumart Douglasie die Fähigkeit zu rascher Erholung (Resilienz). Die Thüringer Douglasienbestände zeigen mehr verhaltene Zuwachsreaktionen bei gleichzeitig länger anhaltenden Zuwachsverlusten.

Die Sensitivität in den Jahrringzeitreihen bezeichnet die Heftigkeit der Jahr-zu-Jahr - Schwankungen der Jahrringbreiten und damit die Wirkungsstärke der wechselnden Witterung. Die höchsten Sensitivitäten wurden in Brandenburger Beständen im Oder-nahen warm-trockenen Klima und auf trockenen Sandstandorten festgestellt. Die geringsten Sensitivitäten weisen die Thüringer Douglasienbestände auf. Neben der Witterung selbst wird die Sensitivität der jährlichen Zuwachsreaktionen zusätzlich von den physikalischen Bodeneigenschaften modifiziert. In Böden mit geringer nutzbarer Feldkapazität werden Wassermangelphasen schneller und häufiger erreicht, welche dann in empfindlicheren Zuwachsverlusten ihre Wirkung finden.

Die unterschiedliche Verteilung negativer und positiver Weiserjahre im zeitlichen Verlauf verdeutlicht mittel- bis langfristige Klimaänderungen. Besonders die Winterkälte der Jahre 1940 bis 1942 hat einen empfindlichen Trendbruch im Wachstumsverlauf hervorgebracht, der durch die kalten Winter der 1950er Jahre bis hin zum Jahr

1976 (kalter Winter, trocken-heißer Sommer) verstärkt, eine Phase der Wachstumsdepression bis zum Beginn der 1980er Jahre bewirkte. Die Witterungsverläufe im Zeitraum danach bis zur Gegenwart, in dem vorwiegend positive Weiserjahre auftreten (1979, 1980, 1997, 2008), haben zu einer entscheidenden Verbesserung der Wachstumsbedingungen für die Baumart Douglasie in Ostdeutschland geführt. Sommertrockenheit und Hitze kommen als alleinige Ursache für negative Weiserjahre in ostdeutschen Douglasienbeständen bisher nicht in Frage. Mit Hilfe geeigneter Verfahren können die innerjährlichen Zeitabschnitte für Temperatur- und Niederschlagsvariable bestimmt werden, die am treffendsten mit dem saisonalen Zyklus des Baumwachstums im Einklang stehen. Die so gefundenen Variablen können zur Beschreibung der Jahring-Index-Zeitreihen verwendet werden, was in der Regel zu einer hohen Modellgüte führt. Im Analysezeitraum 1951 bis 1980 haben höhere Winter- und Frühjahrestemperaturen reproduzierbar positiven Einfluss, der im Sommer signifikant negativ wird. Gleichzeitig haben die Sommerniederschläge signifikanten, positiven Einfluss. Dieser ist in den Thüringer Beständen schwächer ausgeprägt. Das dort insgesamt höhere Niederschlagsdargebot in den mittleren Berglagen stellt keinen limitierenden Faktor dar. Die Ergebnisse im Analysezeitraum 1978 bis 2003 sind weniger eindeutig. Temporale Veränderungen der Witterungscharakteristik, die gerade in diesem Zeitraum eintraten und der damit veränderten Wirkungen auf Bäume, können mit Hilfe statischer statistischer Methoden nur abschnittsweise analysiert und beschrieben werden. Die auf diese Weise gewonnenen Erkenntnisse sind geeignet, konzeptionelle deterministische Modelle zu entwickeln.

Dank

Bei der Planung und Durchführung der notwendigen Bohrkernentnahmen wurde der Autor logistisch und tatkräftig unterstützt von den Herren Dr. P. Röhe und J. Schröder im Ministerium für Landwirtschaft, Umwelt und Verbraucherschutz Mecklenburg-Vorpommern, Dr. M. Noack, St. Panka und St. Schmidt vom Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde, K. Oeste, Revierleiter Jakobsee in der Oberförsterei Jankemühle, Brandenburg, W. Arenhövel, R. Rabel und Frau I. Chmara, Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei in Gotha sowie von den Kollegen am Institut für Waldökologie und Waldinventuren in Eberswalde, Dr. J. Müller, J.-E. Bienge und K. Lorenz. Für die gewährte Hilfe bedanke ich mich herzlich.

Summary

Including Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii*) into silvicultural practise in the future as well as the extension of its cultivated area is currently subject of discussion in Germany between private forest owners and specialists for nature preservation. Indeed, the question of it ranges and limits of climatic adaptability concerning the suffering from frequent heat and drought events is currently still insufficient investigated. This contribution aims at the quantification of climate-growth effects in eastern German Douglas fir stands. These stands grow in the north eastern and eastern lowlands and in the Thuringian low mountain ranges. Especially the lowland stands exist under conditions below 600 mm precipitation per year. From 14 Douglas fir stands increment cores were taken and analysed from 20 dominant trees each. The tree ring width series were transformed into diameter and basal area increment series to characterise the temporal growth course. Pointer year analyses and special methods of floating correlations were applied to research climatic deviations affecting tree growth. Among other interesting details it was found, that winter coldness in the period between 1940 and the end of the 1970ties caused negative pointer years besides a growth trend breakage and persistent low increment rates for a time span of four decades. With the beginning of the 1980ties the climatic conditions changed to be more favourable for Douglas fir. Here, also positive pointer years appeared and growth trends increased again. These years are characterised by mild winter and spring conditions and medium summer temperatures with above-average precipitation. Summer drought on its own was not found to be a cause for negative pointer years.

Literaturverzeichnis

- BECK, W.: Finding best regression approach for description of climate-growth relationships by floating time spans of varying width. In: TRACE – Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Proceedings of the Dendrosymposium 2006, 20.-22. April, Tervuren, Belgien; Schriften des Forschungszentrums Jülich, Band 74, S. 44-53, 2007
- BECK, W.: Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland – waldwachstumskundliche Ergebnisse der Studie im Auftrag des BMELV, Tagung der Sektion Ertragskunde im DVFF in Möhnesee 2010, Tagungsband S.56 – 65, 2010
- BIJAK, S.: Various factors influencing the pointer year analysis. In: TRACE – Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Proceedings of the Dendrosymposium 2007, 3 – 6 May 2007, Riga, Latvia. GFZ Potsdam, Scientific Technical Report STR08/05, S. 77-82, 2008
- BIONDI, F.; WAIKUL, K.: DENDROCLIM2002: A C++ program for statistical calibration of climate signals in tree-ring chronologies. Computers & Geosciences 30, 2004, S. 303-311
- CROPPER, J.P.: Tree-ring skeleton plotting by computer. Tree Ring Bulletin 39; S. 47-59; 1979

- DOUGLASS, A. E.: Climatic cycles and tree growth, Vol. III. A study of cycles, Carnegie Inst. Wash. Publ., 289 S., 1936
- FRITTS, H.C.: Tree rings and climate. Academic Press, 567 S., 1976
- GUIOT, J.: The bootstrapped response function. Tree Ring Bulletin 51, 1991, S. 39-41
- KAHLE, H. P.; KARJALAINEN, T.; SCHUCK, A.; ÅGREN, G. I.; KELLOMÄKI, S.; MELLERT, K.; PRIETZEL, J.; REHFUESS, K.-E. and Heinrich SPIECKER, H. (editors): Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe - Results of the Recognition Project. Research Report 21; Brill: Leiden, Boston, Köln, 2008
- MÜLLER-STOLL, H.: Vergleichende Untersuchungen über die Abhängigkeit der Jahringfolge von Holzart, Standort und Klima. Bibliotheca Botanica 122, Stuttgart, 93 S., 1951
- SCHWEINGRUBER, F. H.: Der Jahrring, Verlag Haupt, Bern, 234 S., 1983
- van DEUSEN, P.C.; KORETZ, J.: Theory and programs for dynamic modelling of tree rings from climate. USDA Forest Service, General Technical Report SO-70, 18 S., 1988
- VISSER, H.; MOLENAAR, J.: Kalman Filter Analysis in Dendroclimatology. Biometrics, Vol. 44, No. 4; S. 929-940, 1988

Radialzuwachsänderungen im Laufe der Zeit an Hand von Bohrkernanalysen

Examining ring width changes over the years using increment cores

Georg Kindermann und Markus Neumann

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

Zusammenfassung

Im Zuge der Österreichischen Waldinventur sind mehr als 6500 systematisch verteilte Bohrkernkerne gesammelt worden. Diese wurden verwendet, um zu überprüfen, ob eine Änderung der Jahrringbreiten in den letzten Jahrzehnten beobachtbar ist, da eine Standortsveränderung aufgrund eines Temperatur- und CO₂ Trends möglich scheint. Mehrere Methoden wurden angewendet, um zu sehen, ob es einen Trend gibt. Die Bildung und der Vergleich von Altersklassen für jedes Kalenderjahr wirft das Problem auf, dass eine Tendenz durch die Tatsache verursacht werden kann, dass sich die Bohrkernkerne einer Klasse von Jahr zu Jahr ändern. Wenn die Gruppe einer Klasse konstant gehalten wird, kommt ein Alterstrend zum Tragen. Wenn das gleiche Baumalter in verschiedenen Jahren verglichen wird, müssen die verglichenen Bohrkernkerne auf dieselbe Art ausgewählt worden sein, was im vorliegenden Datensatz unwahrscheinlich scheint. Wenn die Jahrringbreiten mit Regressionen unter Verwendung von Alter, Höhe und Bhd je Jahr geschätzt werden, ist selbst wenn nur Bohrkernkerne verwendet wurden, welche den gesamten Zeitraum abdecken, der Einfluss der Bohrkernkerne von Jahr zu Jahr verschieden. Eine Lösungsmöglichkeit, zum Beantworten der Fragestellung, wäre die Verwendung des Ertragsniveaus zum Stratifizieren, mit anschließender Untersuchung durch was (z.B. Standorts- oder Bestandesdichtenveränderung) eine eventuell beobachtete Tendenz verursacht sein könnte. Alternativ könnten Bohrkernkerne von Solitären, mit unterschiedlichem Alter, auf gleichen Standort, gewonnen und diese je Standort verglichen und ausgewertet werden.

Summary

During the national forest-inventory in Austria more than 6500 systematically distributed increment cores have been collected. Those have been used to examine if a change of ring widths over the last decades can be observed as a change of site condition could be expected. Several methods have been tried to see if there was a trend. Building age classes for each year raises the problem that a trend can be caused simple by the fact that the increment cores building an age-class are changing from year to year. Keeping the same sample of the classes raises the problem that an age trend will be seen. By comparing the same tree age for different years the compared trees need to be drawn from the same sample, what was unfortunately not the case. When estimating ring widths with regression techniques using age, altitude and dbh has even when keeping the sample of increment cores constant over time the problem that the influence of the cores is changing form year to year. A solution to answer the question could be to use production classes for stratification. If this shows a trend the next step will be to find the cause of it (e.g. a change in stand density or site productivity or both). Alternatively increment cores of solitaire trees with different age on the same site can be collected and compared for each site separately.

Einleitung

Das Wissen über die Reaktion von Bäumen auf sich ändernde Umwelteinflüsse ist für die waldbauliche Planung von eminenter Bedeutung. Das Jahrringbreiten von der Witterung eines Jahres modifiziert werden, erkannten schon Arthur Freiherr von Seckendorff-Gudent und Andrew Ellicott Douglass. Weiserjahre werden oft mit Klimaextremen in Zusammenhang gebracht. Fritts (1976) beschreibt den Zusammenhang zwischen Jahrringen und Klima und Spiecker (1987) jenen zwischen Düngung, Niederschlag und dem jährlichen Volumszuwachs. Wetterbeobachtungen zeigen in den letzten Jahrzehnten einen Trend der Temperaturzunahme sowie einer Erhöhung der CO₂ Konzentration. Ob diese oder andere Umwelt- und Standortsveränderungen bei den Jahrringbreiten zu einer Veränderung geführt haben, soll, aufbauend auf den Untersuchungen von Neumann und Schadauer (1995), untersucht werden.

Daten

Im Zuge der Österreichischen Waldinventur wurden seit 1977 systematisch Bohrkernkerne gewonnen. Tabelle 1 gibt eine Übersicht über deren Anzahl, getrennt nach Baumart und Werbjahresjahr. Die meisten Bohrkernkerne wurden bisher von Fichte, gefolgt von Weißkiefer, Lärche und Tanne, gewonnen. Von Laubhölzern wurde vergleichsweise wenig Bohrkernkerne, und diese lediglich in den Jahren 1986-1990, gewonnen. Fehler: Referenz nicht gefunden zeigt die räumliche Verteilung der Bohrkernwerbeebäume der Baumart Fichte in den einzelnen Werbejahren. 1977 sind ausschließlich Daten von Westösterreich vorhanden. In den anderen Jahren sind die beprobten Bäume systematisch auf das Verbreitungsgebiet von Fichte verteilt. Zur weiteren Auswertung ist es nötig das Alter dieser Bäume zu kennen. Daher fallen alle Bäume deren Kern nicht bzw. nicht annähernd getroffen wurde sowie jene, bei denen dies nicht notiert wurde, aus dem auszuwertenden Datensatz. Dadurch verringert sich die Anzahl der Bohrkernkerne in den

Jahren 1986-1990 auf null und in den anderen Jahren um ca. 10%. Es wurde die Annahmen getroffen, das Bohrkerne, welche den Kern fast getroffen haben, fünf Jahrringe bis zum Mark fehlen. Da es sich bei Bäumen, deren Kern nicht getroffen wurde, eher um starke als um dünne Bäume handeln wird, kann dies zu Verzerrungen der Ergebnisse führen.

Tabelle 1: Anzahl geworbener Bohrkerne getrennt nach Aufnahmejahr und Baumart

Jahr	1977	1986	1987	1988	1989	1990	2000	2001	2002	2007	2008	2009	Summe
Ahorn	0	0	4	2	3	1	0	0	0	0	0	0	10
Birke	0	0	2	3	0	1	0	0	0	0	0	0	6
Buche	0	6	5	6	2	6	0	0	0	0	0	0	25
Douglasie	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2
Eiche	0	2	1	0	2	2	0	0	0	0	0	0	7
Esche	0	2	3	1	0	1	0	0	0	0	0	0	7
Fichte	1004	138	131	153	112	123	555	520	490	607	594	538	4965
Hainbuche	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2
Hy.Pappel	0	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	4
Lärche	124	12	19	18	19	14	44	44	46	46	63	47	496
NN	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Pappel	0	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0	0	3
Robinie	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
S.Erle	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	3
S.Kiefer	0	1	5	2	1	2	1	0	4	0	0	0	16
Sorbus	0	0	1	3	0	0	0	0	0	0	0	0	4
Tanne	78	6	8	6	12	6	25	18	14	37	39	26	275
Weide	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3
Weißerle	0	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	4
Weißkiefer	77	21	21	25	18	27	76	75	84	76	95	79	674
Zirbe	7	1	3	4	3	1	0	1	1	0	0	0	21
<i>Summe</i>	<i>1291</i>	<i>197</i>	<i>207</i>	<i>223</i>	<i>177</i>	<i>188</i>	<i>701</i>	<i>659</i>	<i>639</i>	<i>766</i>	<i>791</i>	<i>690</i>	<i>6529</i>

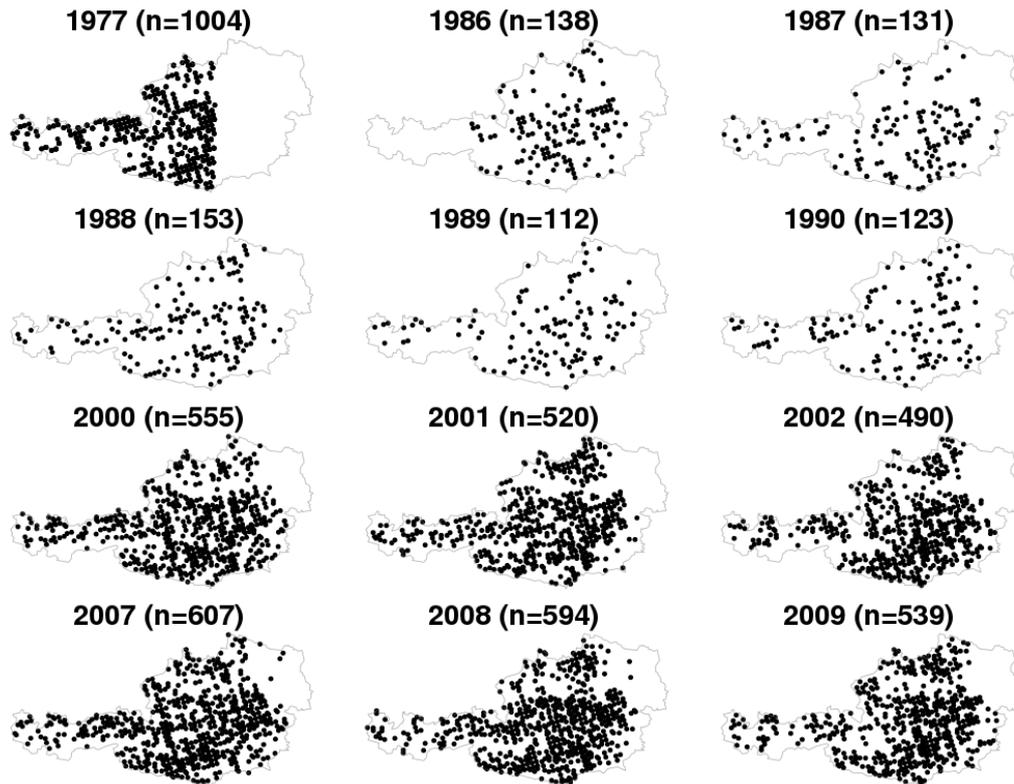


Abb. 1: Räumliche Verteilung der Bohrkernwerbeebäume in einzelnen Aufnahmejahren der Baumart Fichte mit Angabe über Anzahl der Probepunkte

Methoden und Ergebnisse

Jahrringbreiten werden zum einen vom Baum selber (Baumart, Alter, BHD, Höhe, Kronenlänge, Kronenverlichtung, ...) zum anderen von der Umwelt (Bestandesdichte, Standort - Ertragsniveau, ...) beeinflusst, wobei zwischen einigen Eigenschaften des Baumes und dessen Umwelt Wechselwirkungen bestehen. Viele dieser Einflussfaktoren wie Kronenlänge oder Bestandesdichte sind insbesondere für die Vergangenheit oft nicht bekannt. Hingegen sind Alter und BHD für die ausgewählten Bohrkern für jedes einzelnen der zurückliegenden Jahre bekannt. Es wurde das Baumalter zum Stratifizieren der Bohrkern verwendet und danach deren mittlere Jahrringbreiten über dem Kalenderjahr aufgetragen. Dabei durchläuft ein Bohrkern im Laufe der Zeit verschiedene Altersstufen. Abbildung 1 zeigt die Altersstruktur der untersuchten Bohrkern. Es ist zu sehen, dass in jedem Kalenderjahr jede gebildete Altersklasse vertreten ist und dass die Bohrkern einer Altersklasse von Jahr zu Jahr allmählich wechseln. In Abbildung 2 ist die Entwicklung der mittleren Jahrringbreite dieser Altersklassen im Laufe der Zeit dargestellt. Eine Zunahme der Jahrringbreite ist hierbei beobachtbar, wobei diese Zunahme bei älteren Altersklassen schwächer ausgeprägt ist. Diese Jahrringbreitenzunahme kann nun aufgrund von veränderten Wuchsbedingungen sowie durch den Wechsel der Bohrkern, die eine Altersklasse bilden, verursacht werden. Dieser Wechsel im Kollektiv einer gebildeten Altersklasse verursacht keine Interpretationsprobleme solange jene Bohrkern, welche von einem Jahr zum nächsten eine Altersklasse verlassen mit jenen vergleichbar sind welche im selben Zeitraum zu einer Altersklasse neu hinzukommen.

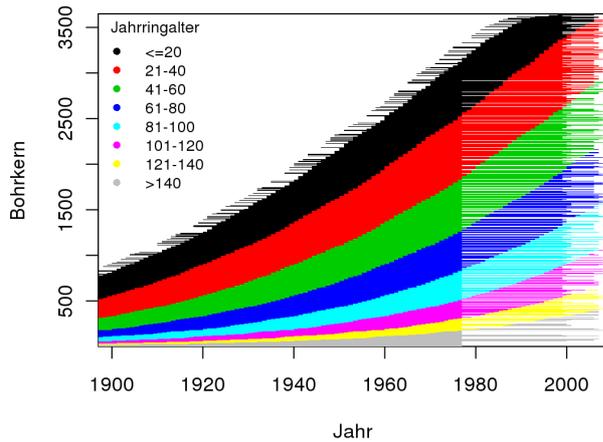


Abbildung 1: Verteilung der Jahringalter der Bohrkerne über dem Kalenderjahr

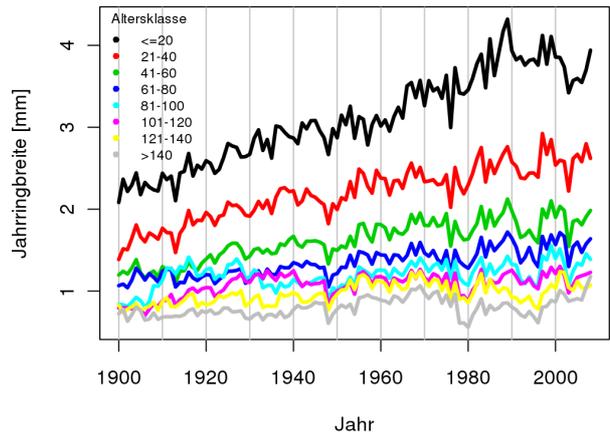


Abbildung 2: Jahringbreiten nach Altersklassen über dem Kalenderjahr

Um den Effekt des Wechsels im Aufnahmekollektiv auszuschließen wurden die Altersklassen aufgrund des Alters zum Werbezeitpunkt gebildet. In Abbildung 3 sind diese Gruppen für Bohrkerne, welche 1977 geworben wurden, durch horizontale Linien angedeutet. Die Entwicklung der Jahringbreiten dieser Gruppen ist in Abbildung 4 gezeigt. Die jüngste Altersklasse zeigt die breitesten und die älteste Altersklasse die schmalsten Jahrringe. Im Laufe der Zeit - mit Zunahme des Baumalters - nehmen die Jahringbreiten innerhalb einer Altersklasse ab. Diese Abnahme kann eine Folge des Alterstrends innerhalb einer Altersklasse sein. Beispielsweise beträgt das Alter der Bäume in der Altersklasse 41-60 Jahre, basierend auf dem Jahr 1977, im Jahr 1957 21-40 Jahre (siehe Abbildung 3). Veränderungen der Jahringbreite der ersten 20 Jahre dieser Alterklassen werden durch hinzukommende Bohrkerne zum Kollektiv überprägt.

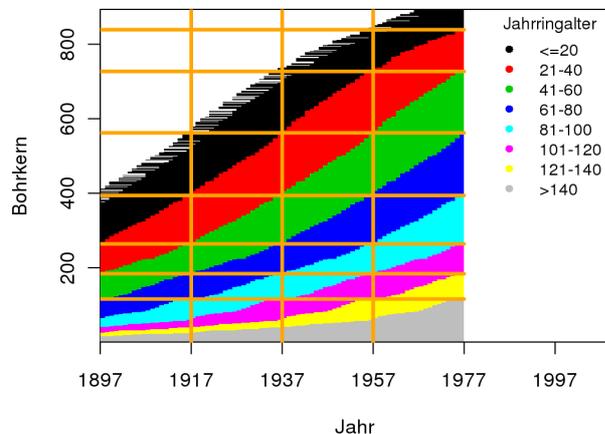


Abbildung 3: Gruppenbildung der 1977 geworbenen Jahrringe

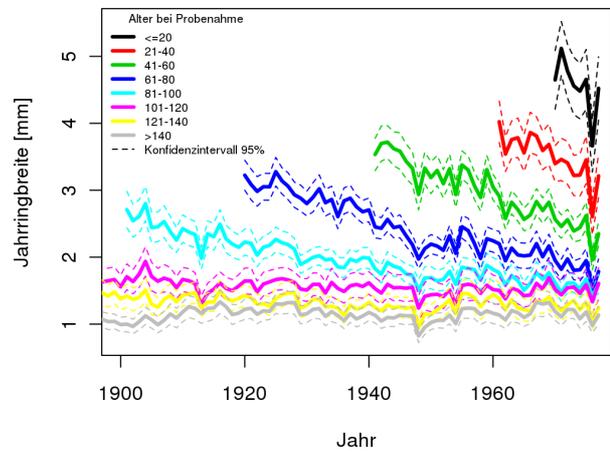
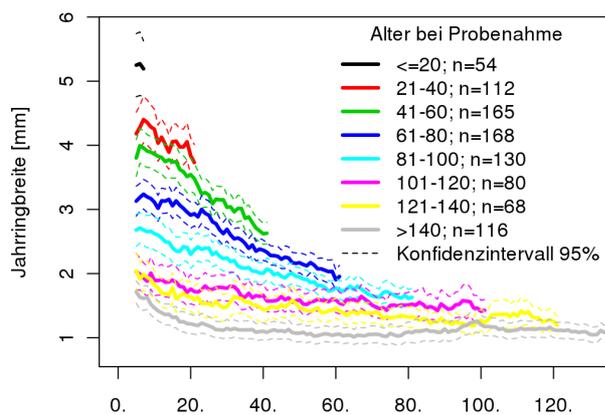


Abbildung 4: Jahringbreiten der 1977 geworbenen Jahrringe getrennt nach Altersklassen zum Werbezeitpunkt

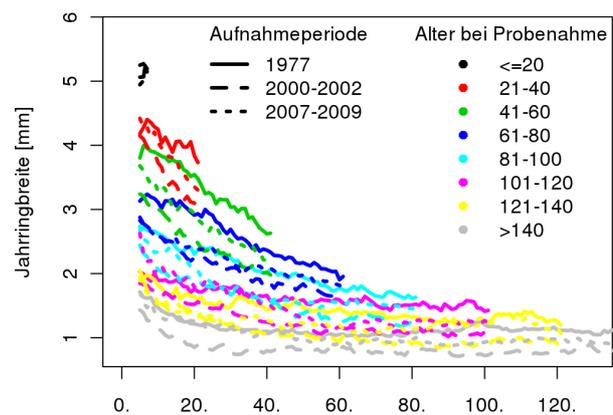
Anstatt die Jahringbreiten über dem Kalenderjahr aufzutragen, können diese auch über dem Baumalter, in dem der Jahring gebildet wurde, aufgetragen werden. Abbildung 5 zeigt Jahringbreiten über dem Baumalter, in dem der Jahring gebildet wurde, für 1977 geworben Bohrkerne, getrennt nach Altersklassen welche im Werbejahr gebildet wurden. Die mittlere Jahringbreite wurde nur dann gebildet, wenn alle Bohrkerne der Altersklasse dazu Daten liefern konnten. Daher wurden für die ersten 5 Jahre, sowie für die letzten 20 Jahre, jeder Altersklasse, sobald nicht von allen ausgewählten Bohrkerne einer Altersklasse eine Jahringbreite vorlag, keine mittlere Jahringbreite bestimmt. Zusätzlich wurde noch ein Konfidenzintervall des Mittelwerts, in welchem dieser mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit liegt, bestimmt, sowie die Anzahl der Bohrkerne einer Altersklasse angegeben. Durch das Auftragen über dem Jahringalter werden kurzfristige Witterungseinflüsse, welche synchrone Jahringbreitenveränderungen über dem Kalenderjahr verursachen, nivelliert. Auch hier ist, wie in Abbildung 4, eine Abnahme der Jahringbreite mit Zunahme des Alters zu sehen. Bäume die 1977 1-20 Jahre alt waren zeigen deutlich breitere Jahrringe als jene die 1957 das gleiche Alter hatten und diese wiederum breitere Jahrringe als jene

der nächst älteren Altersklasse. Diese Abbildung lässt darauf schließen, dass die Jahrringbreiten in den letzten 100 Jahren für Bäume mit einem Alter von etwa 10 Jahren von ca. 2 mm auf ca. 5 mm zugenommen haben. Dieser Schluss wird allerdings durch Abbildung 6 in Frage gestellt, welche zusätzlich die mittleren Jahrringbreiten der Probejahre 2000/02 und 2007/09 der selben Region darstellt. Wenn jene Bäume die 1977 beprobt wurden auch in den Folgeaufnahmen 2000/02 und 2007/09 beprobt worden wären, müssten diese gleiche Jahrringbreiten beim gleichen Jahrringalter haben. Diese annähernde Gleichheit der Jahrringbreiten sollte, abgesehen von Zufallsstreuungen, selbst dann gegeben sein, wenn zwar nicht exakt die gleichen Bäume, jedoch nach den gleichen Kriterien ausgewählte Bäume beprobt wurden. Die Bäume der Altersklasse bis 20 Jahre der Aufnahmen 1977 sollten bei der Aufnahme 2007/09 in den Altersklassen 21-40 und 41-60 vertreten sein und damit sollten die Jahrringbreiten dieser Altersklassen in etwa entsprechen, was jedoch nicht der Fall ist. Noch deutlicher wird dies in Abbildung 7, wo alle drei Aufnahmeperioden nach Altersklassen bezogen auf das Jahr 1977 dargestellt sind. Hierbei sollten sich die durchgezogene Linie mit der strichlierten und der punktierten Linie der selben Farbe annähernd decken. Da dies nicht der Fall ist, scheint es, dass die Auswahl der Bohrkerns nicht nach den gleichen Kriterien erfolgte.



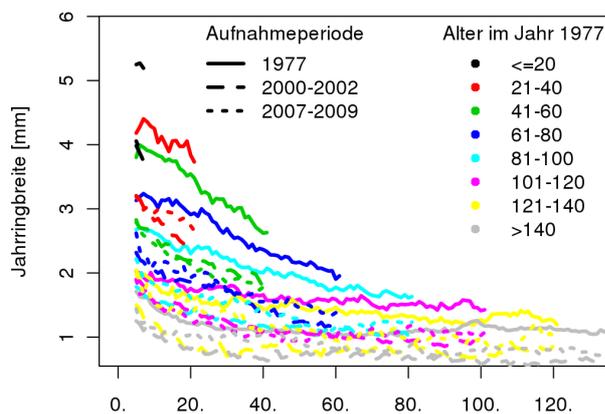
Jahring vom Kern in BHD-Höhe

Abbildung 5: Jahrringbreite über dem Jahrringalter nach Altersklassen für 1977 geworbene Bohrkerns



Jahring vom Kern in BHD-Höhe

Abbildung 6: Jahrringbreite über dem Jahrringalter nach Altersklassen für 1977, 2000/02 und 2007/09 geworbene Bohrkerns der Westregion



Jahring vom Kern in BHD-Höhe

Abbildung 7: Jahrringbreite über dem Jahrringalter nach Altersklassen bezogen auf das Jahr 1977 für 1977, 2000/02 und 2007/09 geworbene Bohrkerns

Abbildung 8 zeigt die Höhenstufe aus welcher die geworbenen Bohrkerns der jeweiligen Altersklasse der Aufnahmeperioden 1977, 2000/02 und 2007/09 kommen. Junge Altersklassen kommen im Schnitt aus niedriger gelegenen Regionen als alte Altersklassen. Diese Verteilung kann z.B. aufgrund der Zunahmen der Umtriebszeit mit Abnahme der Wüchsigkeit entstehen. Junge Altersklassen würden danach überproportional häufig von stark wüchsigem und alte Altersklassen überproportional häufig von schwach wüchsigem Standorten kommen. Bäume von stark wüchsigem Standorten haben breitere Jahrringe als jene von schwachwüchsigem bei gleicher Bestandesdichte und gleichem Alter, was wiederum erklären kann, warum heute junge Bäume im selben Alter breitere Jahrringe zeigen als alte Bäume.

In Abbildung 9 ist die Bhd-Verteilung der beprobten Bäume sowie die erwartete Verteilung des nächsten Baumes, nach den Daten der Waldinventur 2000/02, dargestellt. Die Bhd-Verteilungen weichen deutlich voneinander ab. Die Unterrepräsentanz der Bohrkern bei den starken Bhd-Klassen mag durch die Forderung dass der Kern (annähernd) getroffen wurde bedingt sein. Da für die gebohrten Bäume deren Bhd nicht erhoben wurde, wird es erst durch den Umstand, dass die Markröhre getroffen wurde, möglich, sowohl Bhd als auch Alter zu bestimmen. Extrem unterrepräsentiert sind kleine Bäume. Da gerade junge Bäume kleine Dimensionen aufweisen und wenn von diesen eher die stärkeren, welche breitere Jahrringe besitzen, beprobt werden, muss eine Auswertung, welche von unverzerrten Daten ausgeht, zu dem Schluss kommen, dass heute junge Bäume im selben Alter breitere Jahrringe zeigen als alte Bäume.

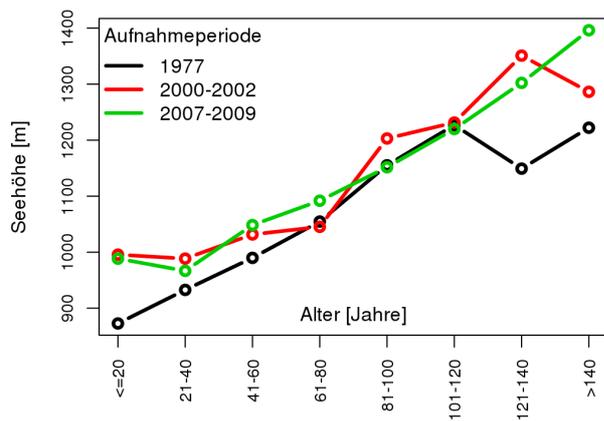


Abbildung 8: Höhenstufe der geworbenen Bohrkern nach Altersklassen je Aufnahmeperiode

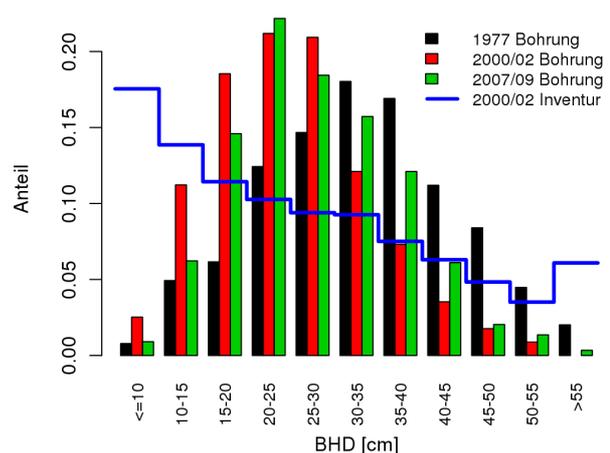


Abbildung 9: Bhd-Verteilung der beprobten Bäume sowie erwartete Verteilung des nächsten Baumes der Inventur 2000/02

Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass Seehöhe, Alter und Bhd die Jahrringbreite beeinflussen und die geworbenen Bohrkern eventuell nicht zufällig auf diese drei Faktoren verteilt sind, wurde mittels lokaler polynomialer Regression, mit einer „span=0,75“, für jedes Kalenderjahr die Jahrringbreite als Funktion von Seehöhe, Alter und Bhd ausgedrückt. Mit diesen Funktionen können Jahrringbreiten für unterschiedliche Kombinationen von Seehöhe, Alter und BHD errechnet werden. In Abbildung 10 wurde für eine Fichte im Alter von 65 Jahren, einem BHD von 25 cm auf einer Seehöhe von 1150 m deren Jahrringbreiten für den Zeitraum ab 1900 separat für die Bohrkerndaten der Aufnahmen 1977, 2000/02 und 2007/09 dargestellt. Diese dargestellte Fichte liegt über den gesamten Zeitraum in etwa in der Nähe des Datenmittels von Seehöhe, Alter und BHD. Beim Erstellen der Regression können nun für jedes einzelne Kalenderjahr alle vorhandenen Bohrkerndaten verwendet werden (linke Abbildung) oder es kann darauf geachtet werden dass nur jene Bohrkern herangezogen werden die den gesamten Zeitraum abdecken (rechte Abbildung). Die Verwendung aller vorhandenen Daten hat den Vorteil, dass wesentlich mehr Beobachtungen vorliegen und dass am Ende der Auswerteperiode (1977, 2001 bzw. 2008) auch Daten von jungen Bäumen zur Verfügung stehen. Nachteilig ist jedoch der sich ändernde Datenpool, was zu sprunghaften Veränderungen der errechneten Jahrringbreiten zwischen einzelnen Jahren führen kann. Diesen Nachteil weist ein gleichbleibendes Datenkollektiv nicht auf, was auf Kosten eines wesentlich geringeren Datenumfang erreicht wird. Dieser geringer Datenumfang zeigt sich im dargestellten Beispiel in einem kürzeren Untersuchungszeitraum. Selbst bei einem gleichbleibenden Datenkollektiv ist zu beachten, dass sich der Einfluss eines Bohrkerns auf das errechnete Ergebnis von Jahr zu Jahr allmählich ändert, da sich dessen Alter und Bhd von Jahr zu Jahr ändert, das Alter und der Bhd des Baumes für den die Jahrringbreite errechnet wird, bleibt jedoch im Laufe der Zeit gleich. Diese Veränderung des Einflusses einzelner Bohrkern kann wiederum eine Veränderung der errechneten Jahrringbreite bewirken. Eine allmähliche Veränderung des Alters und Bhd's des Baumes für den die Jahrringbreite errechnet werden soll, scheint nicht zielführend, da hiermit wiederum ein Alterstrend zu Tragen kommen kann.

In Abbildung 10 ist zu sehen, dass die errechneten Jahrringbreiten der Aufnahme 1977 breiter sind als jene der Aufnahmen 2000/02 und 2007/09. Dies lässt sich damit erklären, dass 1977 stärkere Bäume als bei den anderen beiden Aufnahmen beprobt wurden (siehe Abbildung 9). Dieser Unterschied ließe sich mittels Kalibrierung eliminieren. Dabei könnte entweder auf Bohrkern einer bestimmten Aufnahmeperiode oder auf einen repräsentativen Datensatz, wie ihn die Österreichische Waldinventur darstellt, bezogen werden. Durch solch eine Kalibrierung lassen sich die mittleren Jahrringbreiten auf das selbe Niveau bringen allerdings müssen unterschiedlich starke Bäume selbst am selben Standort nicht zwingendermaßen das gleiche Jahrringmuster zeigen, was in weiterer Folge zu unterschiedlichen Jahrringbreiten einzelner Kalenderjahre führen könnte.

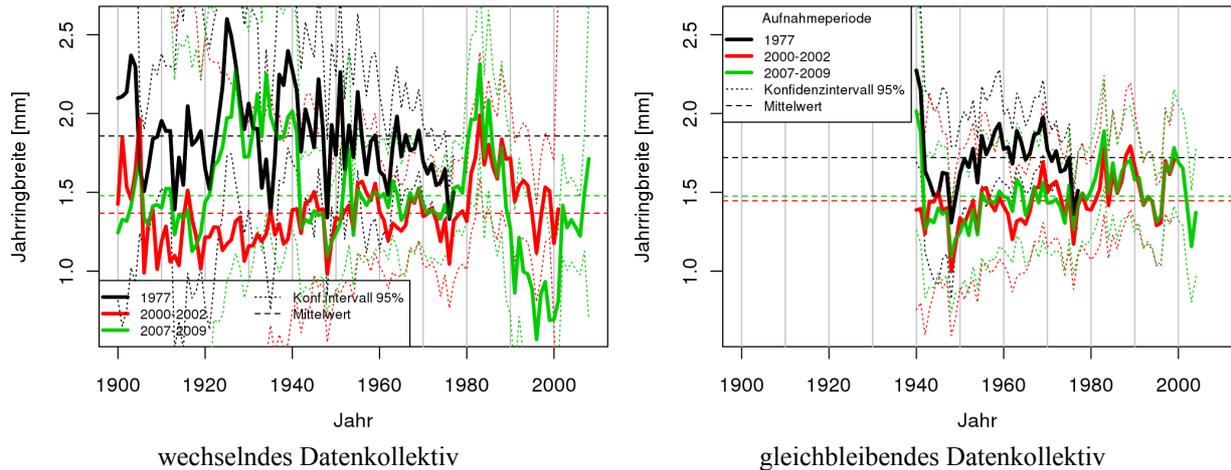


Abbildung 10: Errechnete Jahringbreiten einer Fichte im Westteil, Seehöhe=1150 m, Alter=65 Jahre und BHD=25 cm

Diskussion

Trotz des großen zur Verfügung stehenden Datensatzes ließen sich, mit den durchgeführten Untersuchungen, Veränderungen der Radialzuwächse im Laufe der Zeit nicht beurteilen, da entweder die gebildeten Straten nicht unmittelbar vergleichbar waren oder sich das Datenkollektiv bzw. der Einfluss einzelner Bohrkern im Lauf der Zeit veränderte. Wenn eine Methode entwickelt wird, welche eine Veränderung der Radialzuwächse sicher beurteilen kann, wäre bei Vorliegen einer Veränderung im nächsten Schritt zu untersuchen, durch welche Standortveränderungen diese verursacht wurde. So können beispielsweise breitere Jahringe eine Folge einer Ertragsniveauverbesserung aber auch einer geringeren Bestandesdichte sein. Eine Stratifizierung nach Alters- und Ertragsniveaunklassen in einem bestimmten Referenzjahr hätte das Potential die Frage nach einer Radialzuwachsveränderung zu beantworten. Dazu müsste das Ertragsniveau von jedem Probepunkt bestimmt werden. Alternativ zu einer Ertragsniveaustratifizierung könnte nach Standortmerkmalen, die dieses hinreichend erklären, stratifiziert werden. Um den Einfluss einer Bestandesdichtenveränderung auszuschließen, könnten Bohrkern von Solitären gewonnen werden. Dabei sollten unterschiedlich alte Bäume eines Standortes beprobt werden, welche anschließend unmittelbar verglichen werden könnten. Dies birgt allerdings das Problem, dass Solitäre abweichend von Bäumen eines Bestandes auf Standortveränderungen reagieren können.

Literatur

- FRITTS, H.C. (1976): Tree Rings and Climate, Academic Press Inc. London, 567S.
 HAUKE E. und K. SCHADAUER (2009): Instruktion für die Feldarbeit der Österreichischen Waldinventur. BFW.
 NEUMANN M. und K. SCHADAUER (1995): Die Entwicklung der Zuwachses in Österreich an Hand von Bohrkernanalysen, Allgemeine Forst und Jagdzeitung, 166. Jahrgang, Heft 12, S. 230-234.
 SPIECKER H. (1987) : Düngung, Niederschlag und der jährliche Volumszuwachs einiger Fichtenbestände Südwestdeutschlands, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 158(4):70-76.

Extraktion der umweltbedingten Wachstumskomponente aus Jahrringserien auf Basis eines multiplen Dekompositionsmodells¹

Chaofang Yue, Ulrich Kohnle, Marc Hanewinkel, Joachim Klädtke

Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Wonnhaldestr. 10, 79100 Freiburg/Br.

Abstract

The study developed a conceptual framework for partitioning the components of diameter increment in order to potentially detect the influence of environmental changes. This process consisted of two steps. First, a multiplicative decomposition diameter increment model was introduced to evaluate the influence of ageing, site quality, competition status, and thinning effects on individual tree growth. Second, generalized additive models (GAM) were applied to identify the nonlinear dynamic of growth trends caused by environmental changes. The conceptual framework was then applied to Norway spruce (*Picea abies* [L.] KARST) growing in southwest Germany. The database consisted primarily of tree ring series collected from trees cut from long-term experimental stands. Also, stand-level data were available from periodical re-measurements of these plots. The developed analytical technique effectively removed non-environment related effects (ageing, site quality, and stand dynamic) from the growth signal provided in the diameter increment series. In general, the trend in diameter increment showed a long-term increase from the 1920s into the 1990s, with a mid-term depression in the 1940s that was followed by a significant decrease in the recent past.

1. Einleitung

Wachstumsmuster von Bäumen oder Beständen lassen sich als phänotypischer Ausdruck der Wirkung wachstumsrelevanter Umweltfaktoren interpretieren. Insbesondere Jahrringserien bieten für retrospektive Wachstumsanalysen eine hilfreiche Informationsquelle (FRITTS 1976, COOK & KAIRIUKSTIS 1990), da sie in jährlicher Auflösung „gespeicherte“ Wachstumsinformation beinhalten, die prinzipiell auch die Umwelteinflüsse widerspiegelt, denen ein Baum im Laufe seiner Entwicklung ausgesetzt war.

Zu berücksichtigen ist dabei allerdings, dass ein Jahresring als integrierende Summengröße die Wirkung *aller* wachstumsrelevanten Faktoren widerspiegelt, die im betreffenden Jahr wirksam waren als auch in der unmittelbar vorhergehenden Vergangenheit. Für Untersuchungen, die die Aufdeckung möglicher umweltbedingter Wachstumstrends beabsichtigen ist es daher unabdingbar, dass die nicht-umweltbedingten wachstumsrelevanten Faktoren, wie z.B. Bestandesdichte, Konkurrenz oder Alter, aus dem Jahrringsignal herausgefiltert werden.

Häufig wird auch bei Untersuchungen zu Beziehungen zwischen Klimafaktoren und Wachstum auf Methoden der Dendrochronologie zur Filterung des umweltbedingten Wachstumssignals zurück gegriffen (COOK & KAIRIUKSTIS 1990). Allerdings birgt die direkte Anwendung dendrochronologischer Methoden bei Wachstumstrendanalysen in bewirtschafteten Wäldern verschiedene prinzipielle Probleme.

Um die klimabedingte Komponente im Wachstumssignal zu verstärken, versuchen dendrochronologische Ansätze üblicherweise den möglichen Einfluss variierender Baumkonkurrenz dadurch auszuschalten, dass nur vorherrschende Bäume zur Analyse ausgewählt werden (FRITTS 1976, SCHWEINGRUBER 1983), in der Annahme, dass der Status dieser Bäume als vorherrschend auch in der Vergangenheit gegeben war. Vor allem in bewirtschafteten Beständen, in denen wiederholte Durchforstungen abrupte Veränderungen bezüglich Bestandesdichte und Konkurrenz bewirken können, kann diese Annahme für die weiter zurückliegende Vergangenheit durchaus fragwürdig erscheinen.

Ein zweiter Aspekt ist, dass Schwankungsmuster längerer Frequenz in dendrochronologischen Methoden oft als Äquivalent von alters- und größen-spezifischen Trends behandelt werden, die dann herausgefiltert werden, um so das „Klimasignal“ zu verstärken (COOK & KAIRIUKSTIS 1990). Üblicherweise handelt es sich bei den zur Detrendierung verwendeten Ansätzen um deterministische Modelle. Dazu gehören beispielsweise modifizierte negative Exponentialfunktionen oder digitale Filter und Glättungs-Splines (COOK & PETERS 1981). Kritisch bei dieser Herangehensweise ist, dass Schwankungsmuster niedriger Frequenz sehr wohl auch durch mittel- bis langfristige Trends bei wachstumsrelevanten Umweltfaktoren verursacht werden können wie beispielsweise Klima (MELVIN & BRIFFA 2008) oder Emissionen. Es ist daher von großer Bedeutung sicherzustellen, dass die zur Entfernung unerwünschter nicht-umweltbedingter mittel- bis langfristiger Trends (z.B. Alter, Veränderungen der Bestandesdichte) angewendeten statistischen Methoden nicht gleichzeitig Teile von Wachstumstrends ausfiltern, die durch wachstumsrelevante Umweltfaktoren verursacht werden.

Ein weiterer Aspekt ist, dass Baumwachstum durch Einflüsse externer Faktoren, interner Prozesse oder Interaktionen beider Elemente gesteuert wird. Während ein Teil dieser Faktoren jährlich stark schwankende

¹ Übersetzte Kurzfassung des Artikels von: Yue, C., Kohnle, U., Hanewinkel, M., Klädtke, J. (2011). Extracting environmentally driven growth trends from diameter increment series based on a multiplicative decomposition model. Can.J.For.Res. (im Druck).
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2011

Einflüsse auf den Durchmesserzuwachs ausüben, wirken andere (z.B. Speicher- oder Puffereffekte) dämpfend auf die Variationsbreite der Jahrringbreiten; vergleichbares gilt für Perioden relativ konstanter Umweltbedingungen. Das letztgenannte Phänomen wird auch häufig als zeitabhängige Effekte bezeichnet. In einem Zeitreihenmodell scheint dieses Phänomen in Form von Autokorrelation auf. In der Dendrochronologie wird diese Autokorrelation üblicherweise aus Jahrringserien entfernt, um das jährliche (z.B. klimatische) Signal zu verstärken (COOK & KAIRIUKSTIS 1990). Allerdings deckten bereits Yue et al (2002) einen Zusammenhang auf zwischen einem linearen Trend und der sich daraus ergebenden seriellen Korrelation. Daraus folgt, dass beim für dendrochronologische Ansätze typischen *pre-whitening* („Vorglätten“) von Jahrringserien die Gefahr besteht, potentiell Teile eines im Hintergrund bestehenden langfristigen Wachstumstrends mit entfernt wird – sofern ein solcher vorliegt.

Für die Darstellung der ausschließlich durch Umweltfaktoren bedingten Wachstumskomponente von Bäumen bestehen zwar weit entwickelte methodische Ansätze (z.B. TECK & HILT 1991, VISSER & MOLENAAR 1992, BONTEMPS et al. 2009, LAPOINTE-GARANT et al. 2010). Allerdings sind diese statistischen Ansätze nicht in der Lage, gezielt umwelt-bedingte Trendkomponenten von Einflüssen der Bestandesdichte abzutrennen. Dies ist wichtig, denn: *“ignoring stand dynamics is to risk misinterpreting its effects, while insisting that stand dynamics explains everything risks overlooking other signals”* (VAN DEUSEN 1990). Als Folgerung aus dieser grundlegenden Erkenntnis verwendete VAN DEUSEN (1992) eine Kovarianzanalyse um die Wirkung dichtebedingte Effekte auf das Wachstum zu eliminieren. Das grundlegende Modell dazu beruhte auf einer linearen Regressionsgleichung, die Durchmesser, Alter und Bestandesgrundfläche einschloss. Allerdings ist eine solche einfache Regression nicht imstande, die Effekte der Dichtedynamik auf Bestandesebene zu erklären.

Unter Berücksichtigung dieser potentiellen Einschränkungen der üblichen Methoden diente die hier vorgestellte Arbeit der Untersuchung der Möglichkeiten eines anderen Ansatzes zur Extraktion der umweltrelevanten Komponente aus Jahrringserien. Bei diesem Ansatz wird die Wirkung bekannter nicht-umweltbedingten Wachstumsfaktoren dadurch entfernt, dass sie einzeln und gezielt über Faktor-spezifische und biologisch basierte Ursache-Wirkungs-Beziehungen gekennzeichnet und entfernt werden. Im Einzelnen ging es bei dieser Arbeit darum:

- (1) Einen konzeptionellen Rahmen zu entwickeln, um die durch Umweltveränderungen bedingte Komponente in Durchmesser-Zuwachsserien aufzudecken. Das Vorgehen besteht aus zwei Schritten. Erstens, der Entwicklung eines multiplen Dekompositionsmodells, das dazu dienen soll, die Effekte von Alter, Bonität, Konkurrenzstatus, Bestandesdichte sowie plötzlicher Veränderungen der Bestandesdichte (Durchforstung) zu berücksichtigen. Zweitens, der Anwendung eines verallgemeinerten, additiven Modells (GAM: *generalized additive model*) um potentielle, nicht-lineare Wachstumstrends zu identifizieren, die durch Umweltveränderungen ausgelöst sind;
- (2) Der exemplarischen Anwendung dieses konzeptionellen Rahmens auf Wachstumstrends der Fichte in Baden-Württemberg.

Für die Fichte steht aus dem waldwachstumkundlichen Versuchsflächennetz der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg (FVA) eine umfangreiche Datenbasis zur Verfügung. Diese Datenbasis beinhaltet sowohl die für ausgewählte Probestämme ermittelten Jahrringserien als auch die periodisch aus Vollaufnahmen ermittelten, aktualisierten Bestandeskennwerte. Die vorliegende Arbeit beschränkt sich im Wesentlichen auf Ausführungen zum konzeptionellen Vorgehen und den wichtigsten Ergebnissen dieser Untersuchungen. Eine vollständige und detaillierte Darstellung zur Entwicklung der Funktionen und Modelle sowie der Parametrisierung und Evaluierung ist in der zugrundeliegenden Originalarbeit von YUE et al. (2011) enthalten.

2. Material und Methode

2.1 Datenbasis

Die in der Untersuchung verwendeten Daten stammen von insgesamt 86 verschiedenen Versuchsfeldern, die sich in einer für Versuchsflächen typischen Klumpung von Feldern auf zahlreiche Versuchsorte über Baden-Württemberg verteilen (Abb. 1). Die Felder decken dabei eine große Bandbreite hinsichtlich der natürlichen Umweltfaktoren (Bonität, Höhenlage, Niederschlag, Temperatur etc.) und Behandlungsregimes ab.

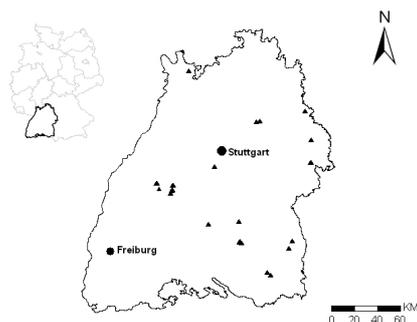


Abb 1. Lage der Fichten-Versuchsflächen in Baden-Württemberg.

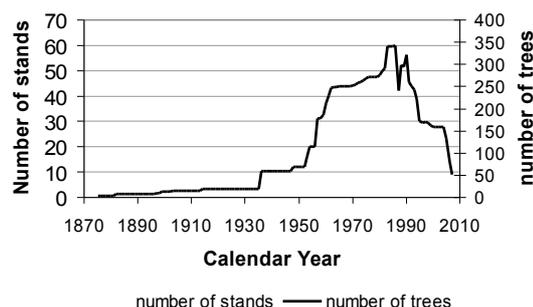


Abb 2. Anzahl einbezogener Fichten-Bestände und Probestämme

Während der Beobachtungsdauer dieser Versuchsfelder liegen daher aus den periodisch wiederholten Vollaufnahmen dokumentierte Angaben zu Durchmesser-Entwicklung und Jahr des Ausscheidens der individuell nummerierten Bäume vor. Die Bestandesaufnahmen des ältesten Feldes reichen von 1874 bis 198; die Periodenlänge der Aufnahmen aller Felder reicht von 2 bis 17 Jahren (im Mittel 8,8 Jahre). Diese für alle Bäume erhobenen Messdaten bilden die Grundlage für die Kalkulation der Bestandeskennwerte, die in der Studie in die Untersuchung einbezogen wurden (Alter, Bestandeshöhe, Dichte, Durchforstungen, Höhenbonität und Grundflächenzuwachs des Bestandes).

Ergänzend dazu standen für die Untersuchungen Jahrringserien von 450 Fichten zur Verfügung, die auf diesen Feldern wuchsen (Abb. 2). Üblicherweise begannen die Bestandesaufnahmen nicht bereits beim Erreichen der Brusthöhe sondern wurden erst in späteren Stadien der Bestandesentwicklung begonnen. Daher reichen die Jahrringserien der Probestämme grundsätzlich weiter zurück als die Bestandesmessdaten der Versuchsfelder. In die Untersuchung einbezogen wurden jedoch nur diejenigen Zeitabschnitte der Jahrringserien für die auch korrespondierende Bestandesaufnahmen zur Verfügung standen. Der älteste in die Untersuchung einbezogene Jahrring datiert daher auf das Jahr 1874; die folgenden Grafiken beginnen der Einfachheit halber jedoch mit dem Jahr 1875. Die letzten einbezogenen Jahrringe stammen aus dem Jahr 2007; der Schwerpunkt der Jahrringdaten entfällt auf die Zeit zwischen 1950 und 2007 (Abb. 2). Für die Zwecke dieser Untersuchung wurden die Radialzuwächse in Durchmesserzuwächse (ohne Rinde) transformiert, da in Wachstumsanalysen Durchmesserzuwachs gebräuchlicher als Radialzuwachs ist.

2.2 Dekompositionsmodell für Durchmesser-Zuwächse

Baumwachstum basiert auf dem Zusammenwirken biologischer Prozesse, die mit externen Faktoren interagieren (z.B. Bestandesdichtedynamik, Umweltveränderungen). Um einen konzeptionellen Rahmen für die Untersuchung umweltbedingter Trends bei Durchmesser-Zuwächsen zu bieten, wird ein multiples Dekompositionsmodell in der folgenden Form verwendet:

$$[1] \quad \Delta d = \Psi(A) \cdot \Psi(S) \cdot \Psi(C) \cdot \Psi(X) \cdot \Psi(U) + \varepsilon$$

dabei ist Δd der Durchmesserzuwachs, $\Psi(A)$ der altersspezifische Trend (A), $\Psi(S)$ die bonitätsspezifische Wachstumskomponente (*site index*; S), $\Psi(C)$ die auf dem Konkurrenzstatus eines Baumes beruhende Wachstumskomponente (*competition*; C), $\Psi(X)$ Durchforstungsbedingte Einflüsse (*extraction*; X), $\Psi(U)$ die von Umweltfaktoren und anderen Faktoren verursachte Komponente (U) und ε der zufällige Effekt mit $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

2.2.1 Modellierung der Einflussfaktoren: prinzipielles Vorgehen

Effekt von Alter (A) und Bonität (S)

Im Allgemeinen weisen Wachstumskurven in der Jugend konvexe Formen auf und verändern sich zunehmendem Alter in konkave Formen (ASSMANN 1961). Das Wachstum kumuliert am Wendepunkt der Kurve. Die korrespondierende Zuwachskurve lässt sich in drei Abschnitte gliedern: Aufschwung, voller Zuwachs und Abschwung. Zu Beginn steigt der Zuwachs rasch an um – nach Erreichen des Kulminationspunktes bzw. einer längeren Phase höchsten Wachstumsplateaus – grundsätzlich mit weiter steigendem Alter wieder abzunehmen.

Der altersbedingte Wachstumstrend entspricht einer biologischen Wachstumskurve die durch eine langsame Startphase, eine allmählichen Beschleunigungsphase und einem Maximum gefolgt von einer Abnahme charakterisiert ist. Die Modellierung altersabhängiger Effekte entspricht damit der Bestimmung der

Wachstumskurve. Häufig wird dabei zur Modellierung des Wachstums von Bäumen die Chapman-Richards Funktion herabgezogen (ZEIDE 1993)

$$[2] \quad d = \alpha_0 \left(1 - e^{-\alpha_2 A}\right)^{\alpha_3}$$

dabei repräsentiert d den Durchmesser, A das Baumalter und $\alpha_0, \alpha_2, \alpha_3$ die Parameter.

Die Durchmesser-Zuwachsfunktion lässt sich aus der Durchmesser-Wachstumsfunktion (2) ableiten und in abgewandelter Form folgendermaßen geschrieben werden:

$$[3] \quad \Psi(A) \propto e^{-\alpha_2 A} d^{\frac{\alpha_3-1}{\alpha_3}}$$

Ein weiterer zu berücksichtigender Aspekt ist, dass das Baumwachstum ganz eindeutig nicht nur vom Baumalter abhängt sondern gleichermaßen von der Wuchskraft des Standortes. Das standortspezifische Wuchspotential beeinflusst unmittelbar das Wachstum und wird häufig durch die Bonität charakterisiert. In dieser Untersuchung wurde daher die bonitätsspezifische Wachstumsreaktion modelliert als:

$$[4] \quad \Psi(S) \propto S^{\alpha_1}$$

dabei ist S die Oberhöhen-Bonität (nach ASSMANN & FRANZ 1965) und α_1 der Parameter.

Die Entwicklung des Durchmesserwachstums unter verschiedenen Bonitätsbedingungen lässt sich durch Kombination der Gleichungen (2) und (4) darstellen:

$$[5] \quad d \propto S^{\alpha_1} \left(1 - e^{-\alpha_2 A}\right)^{\alpha_3}$$

Daraus ergibt sich der Durchmesser-Zuwachs unter verschiedenen Bonitätsbedingungen unter Annahme konstanter Durchforstungsregimes als:

$$[6] \quad \Psi(S, A) = \Psi(S) \cdot \Psi(A) \propto S^{\alpha_1} e^{-\alpha_2 A} d^{\frac{\alpha_3-1}{\alpha_3}}$$

Tatsächlich beeinflussen jedoch auch die Dynamik der Bestandesdichte sowie Veränderungen von Umweltbedingungen das Baumwachstum. Ohne Kenntnis der Bestandesdichtedynamik ist es daher unmöglich, die „wahre potentiell altersbedingte“ Trendkomponente vom Gesamtwachstum abzutrennen. In diesem Zusammenhang besteht für die wachstumkundliche Analyse das Problem, dass es keine Methoden gibt, die die exakte Quantifizierung des potentiellen Wachstumstrends individueller Bäume erlauben.

Ertragstafeln geben durchschnittliche altersbedingte Trends auf Standorten verschiedener Bonitäten für bestimmte Durchforstungsregimes wieder – unter der Annahme konstanter wachstumsrelevanter Umweltbedingungen. Solche Tafeln werden daher häufiger als Referenzen für Wachstumsveränderungen herangezogen (ZINGG 1996). Die Fichten-Ertragstafel nach ASSMANN & FRANZ (1965) basiert zu wesentlichen Teilen auf Beständen aus Süddeutschland (Bayern, Baden-Württemberg) und wird in dieser Region recht häufig angewendet (PRETZSCH et al. 2007). Sie wurde daher als Quelle für Input-Werte genutzt auf deren Basis Wachstumsreaktionen auf Bonität und Alter modelliert wurden.

Allerdings erscheint dabei eine direkte Anwendung der Tafelwerte aufgrund verschiedener Probleme nicht sinnvoll. Beispielsweise weicht das Wachstum der Einzelbäume mehr oder weniger stark von den gemittelten Tafelwerten ab. Die Gründe dafür können in Effekten der Genetik, der sozialen Stellung oder anderen kleinstandörtlichen Faktoren liegen. Außerdem können das situativ wirksame Durchforstungsregime oder die relevanten Umweltfaktoren in ihrer Ausprägung recht erheblich von den Wachstumsdaten abweichen, die der Ertragstafel zugrunde liegen.

Aufgrund dieser Einschränkungen wurden in unserer Untersuchung die Tafelwerte nicht unmittelbar als Referenzwerte herangezogen sondern dienen lediglich als eine Eingangsvariable bei der Modellierung des Alterstrends unter unterschiedlichen Bonitätsbedingungen. D.h., das gemessene Baumwachstum wurde dabei als eine Funktion des mittleren Durchmesserwachstums der Ertragstafel betrachtet:

$$[7] \quad \Psi(S, A) = f(y) \propto y^\alpha$$

dabei repräsentieren \mathcal{Y} das Durchmesserwachstum im Alter A unter Verhältnissen der Oberhöhenbonität S der Ertragstafel; in anderer Schreibweise:

$$y = f(S, A) = \alpha_0 S^{\alpha_1} e^{-\alpha_2 A} d^{\frac{\alpha_3 - 1}{\alpha_3}}$$

Konkurrenzeffekte (C)

Der Konkurrenzstatus eines Baumes im Bestand lässt sich als Indikator dafür interpretieren in welchem Umfang ein Baum wachstumsrelevante Ressourcen nutzt. Der Standraum lässt sich über Kronenparameter oder Nachbarschaftsbeziehungen bestimmen und als Indikator verwenden für die damit verbundenen, baumverfügbaren wachstumsrelevanten Ressourcen. Allerdings sind selbst auf langfristigen Versuchsflächen häufig die dafür erforderlichen räumlich expliziten Informationen nicht verfügbar. Als Ausweg lassen sich Konkurrenzstatus und korrespondierendes Wachstumspotential eines Baumes hilfsweise auch indirekt auf der Basis von Bestandesdichte und relativer Baumgröße abgeleiten (Alder 1979). Üblicherweise nehmen die größten Bäume eines Bestandes größere Standräume ein und akquirieren in stärkerem Umfang Ressourcen als kleinere Bäume und wachsen daher schneller.

Für die Quantifizierung der Konkurrenzeffekte ($\Psi(C)$) für jeden Baum wurden zwei Parameter verwendet. Der erste erfasst die relative Durchmesserposition $\Psi(C_1)$ eines Baums im Bestand, der zweite die Bestandesdichte ($\Psi(C_2)$):

$$\Psi(C) = \Psi(C_1) \cup \Psi(C_2)$$

Für $\Psi(C_1)$ wurde das Modell gewählt:

$$[8] \quad \Psi(C_1) \propto e^{\kappa_1 \tilde{d}}$$

wobei κ_1 der Parameter ist, \tilde{d}_x die relative kumulative Durchmesserverteilung in Bezug zur Durchmesserklasse x , die die Aspekte Größe und Konkurrenzstatus des Baumes widerspiegelt. Der Wert wurde wie bei LEMM (1991) definiert als:

$$[9] \quad \tilde{d}_x = \frac{\sum_{k=0}^x n_k}{\sum_{k=0}^{x_{\max}} n_k}$$

wobei n_k der Anzahl der Bäume in Durchmesserklasse k entspricht und x_{\max} der stärksten Durchmesserklasse; die Werte für \tilde{d}_x variieren zwischen 0 und 1.

Die Bestandesdichte wurde modelliert als:

$$[10] \quad \Psi(C_2) \propto e^{\kappa_2 B}$$

mit $\Psi(C_2)$ als der von der Bestandesdichte bedingten Wachstumskomponente, B ist die Bestandesgrundfläche (m²/ha) und κ_2 der Parameter.

Durchforstungseffekte (X)

Obwohl Jahrringserien als verlässliche Datenbasis für die Untersuchung umweltbedingter Effekte gelten, ist zu beachten, dass das Radialwachstum sehr sensitive auf Konkurrenz zwischen den Bäumen und auf Veränderungen in der Bestandesdichte reagiert. Eine logische Konsequenz aus dieser Feststellung ist, dass umweltbedingte Wachstumstrends nicht sicher identifiziert werden können, wenn Einflüsse von Konkurrenz und Bestandesdichte nicht sauber abgetrennt werden (VAN DEUSEN 1992).

Aus diesem Zusammenhang ergibt sich die Notwendigkeit, die Wirkung von Durchforstungen gezielt zu berücksichtigen. Durchforstungen sind in Wirtschaftswäldern das zentrale Instrument für die Umverteilung von Ressourcen, um damit das Wachstum bestimmter Bäume gezielt zu steuern. Nach der Durchforstung profitiert das Wachstum der verbleibenden Bäume durch die Zunahme verfügbarer Ressourcen. Normalerweise führen schwache Durchforstungen nur zu geringen Wachstumsänderungen. Mit zunehmender Durchforstungsintensität nimmt der Durchmesserzuwachs zu, erreicht schließlich ein Maximum und bleibt dann auch bei weiterer Standraumerweiterung annähernd konstant.

Auch im zeitlichen Verlauf nimmt der Zuwachs nach der Durchforstung zunächst zu, bis er schließlich ein Maximum erreicht. Anschließend sinkt dann mit dem Wiederanstieg der Konkurrenz der Zuwachs wieder etwa auf das Niveau vor der Durchforstung (ASSMANN 1961, LIU et al. 1995, JUODVALKIS 2005). Die größte

Herausforderung bei der Erfassung der Durchforstungseffekte ist dabei die Quantifizierung des Durchforstungsregimes hinsichtlich z.B. Intensität, Turnus, Durchforstungsart und Ausgangsdichte (ASSMANN 1961).

In der forstlichen Praxis erfolgt die Durchforstung im Regelfall in einer Folge wiederholter Eingriffe und Interaktionen zwischen aufeinanderfolgenden Eingriffen. Üblicherweise folgend diese Interaktionen nicht-linearen Zusammenhängen zwischen Durchforstungseffekten und Wachstumsreaktion. Bei der Erfassung von Durchforstungseffekten handelt es sich also nicht nur um Effekte der Durchforstungsintensität sondern muss sowohl auch die Zeitspanne berücksichtigen die seit dem Eingriff verstrichen ist als auch kumulative Effekte vorhergehender Durchforstungen. Auf der Basis dieser Überlegungen lassen sich die Durchforstungseffekte $\Psi(X)$ durch folgende zwei Komponenten klassifizieren:

$$\Psi(X) = \Psi(X_1) \cup \Psi(X_2)$$

wobei $\Psi(X_1)$ die Wachstumsreaktion auf die Durchforstungseffekte darstellt und $\Psi(X_2)$ den Effekt der Zeitspanne seit der Durchforstung.

In diesem Zusammenhang ist es auch wichtig zu berücksichtigen, dass eine Reihe aufeinanderfolgender Durchforstungen zu kumulativen Effekten auf den Zuwachs führen, die dazu führen, dass aktuelle Baum- und Bestandesparameter alleine nicht ausreichen, um den Zuwachs von Bäumen zu erklären (Püttmann et al. 2009). Es erschien daher nötig einen kumulativen Durchforstungsindex einzuführen, der nicht nur die Wirkung der letzten Durchforstung erfasst sondern die Geschichte der vorhergehenden Eingriffe mit berücksichtigt.

Nach dem Vergleich verschiedener Funktionen wurde die Funktion von GOMPertz (1825) gewählt, um die Wachstumsreaktion auf Durchforstungseffekte abzubilden, da diese Funktion ausreichend flexibel für die Modellierung von Wachstum ist (ZEIDE 1993).

$$[11] \quad \Psi(X_1) \propto e^{-e^{-\gamma_1 \cdot H(k)}}$$

mit γ_1 als Parameter und $H(k)$ als kumulativem Durchforstungsindex (*accumulated thinning index*; ATI) für die Durchforstung k , definiert als Summe der Intensität der aktuellen Durchforstung und dem für die vorhergehende Durchforstung ermittelten Durchforstungsindex:

$$[12] \quad H(k) \equiv \frac{\Delta B_k}{B_k} + \frac{H(k-1)}{\sqrt{m_{k-1}}}$$

mit m_{k-1} als Länge des Intervalls seit der letzten Messung ($k-1$), ΔB_k der entnommenen Grundfläche bei Messung k und B_k als der Bestandesgrundfläche vor der Durchforstung zum Messzeitpunkt k .

Ergänzend musste der ATI ($H(k)$) als dynamischer Index konzipiert werden, damit das Baumwachstum mit steigendem ATI bis zum Erreichen seines Maximums ansteigt. Für die Abbildung des Effektes des seit der Durchforstung verstrichenen Zeitintervalls eignete sich bestens die Funktion von HOERL (1954), die abhängt von der Länge des Zeitintervalls (P) nach der Durchforstung (Zeide 2001).

$$[13] \quad \Psi(X_2) \propto p^{\gamma_2} e^{-\gamma_3 P}$$

wobei gilt

$$P \equiv A_t - A_0,$$

mit A_0 als Baumalter zum Zeitpunkt der Durchforstung und γ_2 und γ_3 als Parametern.

Diese Funktion ist flexibel und zeigt ein Maximum der Reaktion ab dem Zeitpunkt der Durchforstung von:

$$\frac{\gamma_2}{\gamma_3}$$

Effekt Umweltfaktoren (U)

Neben den genannten Faktoren wirken sich auch Umweltfaktoren und deren Veränderung (z.B. Lokalklima, Kohlendioxid, Stickstoff-Emissionen) auf das Wachstum aus. Da sich Größenordnung und die Zusammensetzung dieses Komplexes an Umweltfaktoren zeitlich hoch variabel zeigt, ist der Effekt der Auswirkung der Umweltfaktoren auf Wachstumstrends kein konstanter Prozess. Wachstumsreaktionen auf Umwelteffekte zeigen im Zeitverlauf Muster stark variierender und nicht-linearer Trends. Um den zusammen wirkenden Gesamteffekt der

wachstumsrelevanten Umweltfaktoren zu Untersuchung wurde die umweltbedingte Komponente der Wachstumsreaktion $\Psi(U)$ modelliert, um so zeitbedingte Trends $f(T)$ identifizieren zu können:

$$[14] \quad \Psi(U) \equiv f(T)$$

2.2.2 Durchmesser-Zuwachsmmodell

Für die Modellierung des unter spezifischen Bestandesverhältnissen erwarteten Durchmesser-Zuwachses wurde folgendes Modell zugrunde gelegt:

$$[14] \quad E(\Delta d | A, S, C, X, U) = \Psi(A) \cdot \Psi(S) \cdot \Psi(C) \cdot \Psi(X) \cdot \Psi(U)$$

Auf der Basis der beschriebenen Komponenten lässt sich der durch Alters- und Bestandesdichte-Effekte verursachte Wachstumstrend (η) folgendermaßen schreiben:

$$E(\eta) = E(\Delta d | A, S, C, X) = \Psi(A, S) \cdot \Psi(C) \cdot \Psi(X)$$

In ihrer konkreten Form lautet die Gleichung

$$[15] \quad \eta_{ijt} = \alpha_0 S_i^{\alpha_1} \cdot e^{-\alpha_2 A_{ijt}} \cdot d_{ijt}^{\frac{\alpha_3-1}{\alpha_3}} \cdot e^{\kappa_1 \tilde{d}_{ijt}} \cdot e^{\kappa_2 B_{it}} \cdot e^{-e^{-\gamma_1 H(k)_{it}}} p(k)_{it}^{\gamma_7} e^{-\gamma_8 P(k)_{it}} + \mu_{ijt}$$

wobei S_i die Oberhöhenbonität ist im Bestand i , d_{ijt} der Durchmesser des Baumes j im Bestand i zum Zeitpunkt t , \tilde{A}_{ijt} ist das Alter j des Bestandes i zum Zeitpunkt t , B_{it} die Bestandesgrundfläche des Bestands i zum Zeitpunkt t , \tilde{d}_{ijt} der relative kumulative Durchmesser von Baum j im Bestand i zum Zeitpunkt t , $H(k)_{it}$ ist der kumulative Durchforstungsindex gültig bei Aufnahme k des Bestands i zum Zeitpunkt t , $P(k)_{it}$ ist die seit der Durchforstung bei Aufnahme k durchgeführten Durchforstung in Bestand i zum Zeitpunkt t , $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \kappa_1, \kappa_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ sind die Modellparameter und $\mu_{ijt} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$.

In vereinfachter Form kann Gleichung 15 formuliert werden als:

$$[16] \quad \eta_{ijt} = \alpha_0 y^{a_1} \cdot e^{\alpha_2 \tilde{d}_{ijt}} \cdot e^{\alpha_3 B_{it}} \cdot e^{-e^{-\alpha_4 H(k)_{it}}} p(k)_{it}^{\alpha_5} e^{-\alpha_6 P(k)_{it}} + \mu_{ijt}$$

wobei $y = f(S, A)$ abgeleitet wird aus der Ertragstafel von ASSMANN & FRANZ (1965). Die Gleichungsvariablen werden wie oben beschrieben definiert und $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_6$ sind die Parameter.

Residualanalyse der NLS (*nonlinear least squares*) weist darauf hin, dass die die Residuen durch starke Korrelation und heterogene Varianz charakterisiert waren. Eine solche Datenstruktur erfüllt jedoch nicht die für die Kleinstquadrat-Regression erforderliche Annahme hinsichtlich Unabhängigkeit und Varianzhomogenität. Zweckmäßiger erscheint der GNLS-Ansatz (*generalized nonlinear least squares*), da er die Fehlerstruktur berücksichtigt und so dieses Hindernis aus dem Weg räumen kann (PINHEIRO & BATES 2003).

Die Daten von Versuchsflächen stammten, wiesen eine auf Baum- und Bestandes-Ebene genestete Struktur auf. Die Varianz auf diesen Ebenen lässt sich daher am besten in Mischmodellen (*mixed effects models*) berücksichtigen. Deren Anwendung bewirkt sowohl eine Verringerung der verbleibenden Reststreuung als auch eine gewisse Reduktion der Autokorrelation. Das verwendete Mischmodell entsprach dabei der Form:

$$[17] \quad \eta_{ijt} = e^{(\alpha_0 + \pi_i + \pi_{ij})} y_{ijt}^{\alpha_1} \cdot e^{\alpha_2 \tilde{d}_{ijt}} \cdot e^{\alpha_3 B_{it}} \cdot e^{-e^{-\alpha_4 H(k)_{it}}} p(k)_{it}^{\alpha_5} e^{-\alpha_6 P(k)_{it}} + \mu_{ijt}$$

Weitere Ausführungen zur Modellstruktur und der Berücksichtigung des Problems serieller Korrelation durch eine spezifische Fehlerstruktur vgl. Yue et al. (2011). Als Kriterien zur Beurteilung der Anpassungsgüte wurden AIC (*Akaike's information criterion*; AKAIKE 1974), BIC (*Bayesian information criterion*; SCHWARTZ 1978), und negative log-likelihood herangezogen. Dabei verbinden AIC und BIC für die Gesamtbeurteilung positive Bewertungen hoher Anpassungsgenauigkeit mit negativer Bewertung zunehmender Parameterfülle („Überparametrisierung“).

2.2.3 Extraktion der umweltbedingten Komponente im Zuwachssignal

Prinzipiell geht es bei der Untersuchung möglicher Wachstumstrends, die durch Umweltveränderungen hervorgerufen werden darum, zunächst alle Komponenten im gemessenen Wachstumssignal zu eliminieren, die durch Veränderungen des Alter und durch Veränderungen in Bestandesdichte und -struktur verursacht werden. Die Erwartung ist, dass der Zuwachsquotient (φ) aus tatsächlich gemessenem und erwartetem Durchmesserzuwachs außer umweltbedingten Komponenten keine anderen Einflussfaktoren auf den Zuwachs mehr enthält und unter

unveränderten Umweltbedingungen konstant ist. Tatsächlich treten jedoch im Zeitverlauf Umweltveränderungen auf, die den Zuwachs beeinflussen. Daraus folgt, dass die Aufdeckung von Trendänderungen im Zuwachs mit der Aufgabe korrespondiert, die Veränderungsdynamik der Wachstumsquotienten über dem Kalenderjahr ($f(T)$) zu identifizieren.

$$[18] \quad \zeta = E\left(\frac{id}{E(\eta)} \mid U\right) \equiv \Psi(U) = f(T)$$

Ein deterministisches parametrisches Modell erwies sich dabei als völlig untauglich, arbiträre Formen solcher Trends zu beschreiben. Dagegen bieten GAMs (generalized additive models; HASTIE & TIBSHIRANI 1990) gute Möglichkeiten nicht-lineare Beziehungen abzubilden indem beispielsweise Glättungs-Splines oder LOWESS-Glättungen (*locally weighted scatterplot smoothing*; CLEVELAND 1979) an die Daten angepasst werden.

3. Ergebnisse

Die modellierten Durchmesser-Zuwächse zeigen die in Abb. 3 dargestellten Reaktionsmuster auf folgende Einflussfaktoren:

- Abb. 3A zeigt die nach Bonitäten differenzierte altersabhängige Entwicklung des absoluten Durchmesser-Zuwachses (iD, cm) bei unterschiedlichen Bonitätsverhältnissen (I: Oberhöhenbonität).
- Mit steigendem bestandesinternen Konkurrenzstatus eines Baumes (relativer Durchmesser; relative diameter) nimmt der relative Durchmesser-Zuwachs (relative iD response) zu, während er bei steigender Bestandesdichte (Bestandesgrundfläche; B in m²/ha) abnimmt (Abb. 3B).
- Mit steigenden Werten des Durchforstungsindex (thinning index) nimmt der relative Durchmesser-Zuwachs zunächst zu und bleibt danach auf einem konstanten Niveau (Abb. 3C).
- Bezüglich der nach einem Durchforstungseingriff verstrichenen Zeitspanne (thinning elapse) zeigt sich der stärkste Einfluss auf den relativen Durchmesser-Zuwachs etwa 3-4 Jahre nach dem Eingriff (Abb. 3D).

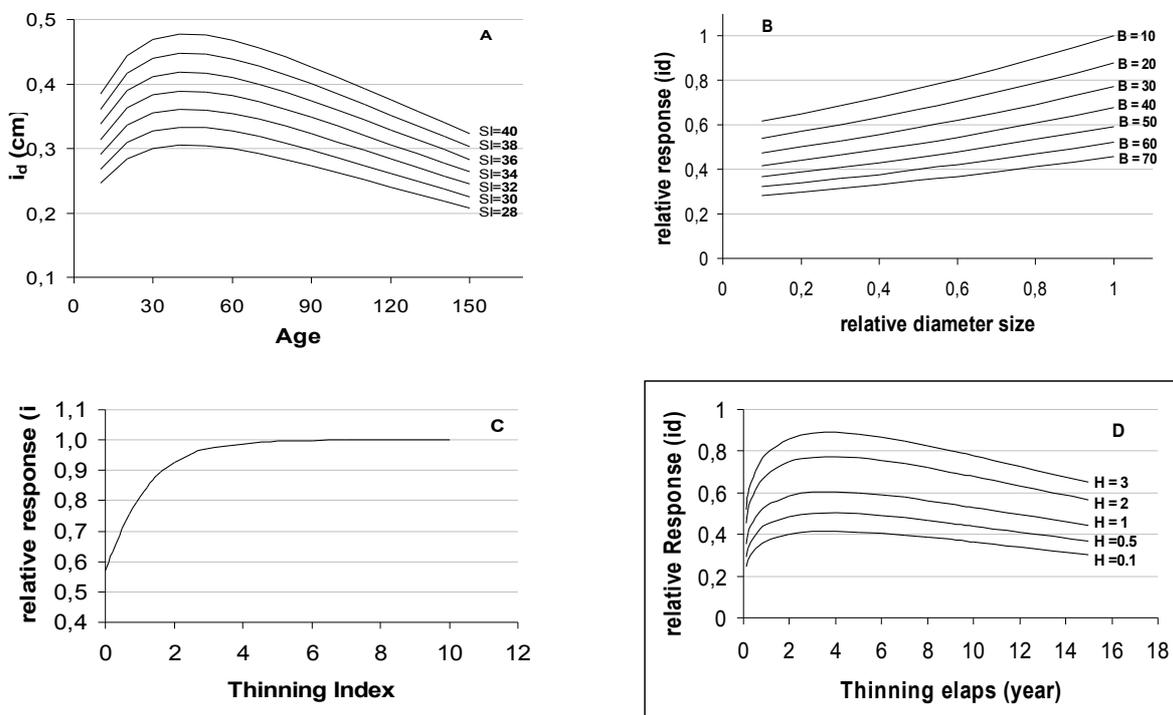


Abb 3. Reaktionsmuster des Wachstums in Abhängigkeit von Oberhöhenbonität und Alter (A: oben links), relativer Durchmesserzuwachs in Abhängigkeit des relativen Durchmessers bei unterschiedlichen Bestandesgrundflächen (B: oben recht), auf Durchforstungsindices (C: unten links) und auf die seit der Durchforstung verstrichenen Zeitspanne bei unterschiedlichen Durchforstungsindices (D: unten rechts).

Die Einbeziehung der einzelnen Variablen in Gleichung 16 führt zu einer Verbesserung der AIC-Statistiken. Die Ermittlung Anpassungsstatistiken der Gleichung 16 (NLS) und GNLS bzw. Gleichung 17 (NLME) sind in Tabelle 1 enthalten. Das NLME war ursprünglich durch Maximierung der likelihood-Funktion angepasst worden. Da die

Varianzparameter offensichtlich verzerrt waren und da die maximum likelihood die tatsächliche Varianz unterschätzt, erfolgte in der Folge eine Neuanpassung der mittels REML (residual oder maximum likelihood), die die erforderlichen unverzerrten Schätzungen ermöglicht (Pinheiro & Bates 2000). Die Ergebnisse zeigen, dass die Schätzung mittels NLS bessere AIC und BIC Statistiken ergab als mittels GNLS oder NLME. Dies weist daher darauf hin, dass die Schätzungen bei Anwendung von GNLS bzw. NLME durch die Einbeziehung der Fehlerstruktur in das Modell verbessert wurden.

Abb. 4 zeigt die Entwicklung des Zuwachsquotienten (gemessener/beobachteter Zuwachs) ermittelt auf der Basis eines GNLS (Gleichung 18). Nach der Entfernung der Alters- und Dichte-bedingten Wachstumseffekte zeigen die jährlich aufgelösten Werte bei Fichte in Baden-Württemberg eine Reihe kurzfristiger Zuwachssteigerungen seit dem Ende des 19. Jahrhunderts. Die auffälligsten Steigerungen lagen in den Jahren 1884-1885, 1893, 1922-1923, 1928-1929, 1935-1936, 1947-1948, 1976, 1993 und 2003. Umgekehrt traten auffällige kurzfristige Zuwachsrückgänge auf in den Jahren 1961, 1978-1991 und 2004-2007 (letzte in die Analyse einbezogene Vegetationsperiode). Bezüglich langfristiger Trends zeigt die Abb. 4 einen in den 1920er Jahren einsetzenden allgemein ansteigenden Trend, mit einer leichten Depression in den 1940er Jahren und einer markanten Trendumkehr in den beiden letzten Jahrzehnten.

Tabelle 1. Parameter und damit verbundene Fitstatistiken von NLS (nonlinear least squares), GNLS (generalized nonlinear least squares) und NLME (nonlinear mixed effects) Modellen

Parameter	Estimate	S	T	P > t	AIC	BIC	ρ	δ
NLS								
α_1	3.6222	0.0913	39.667	0.0000	-12438	-12378		
α_2	1.1957	0.0159	75.064	0.0000				
α_3	0.5342	0.0166	32.187	0.0000				
α_4	-0.0125	0.00037	-33.656	0.0000				
α_5	0.4678	0.03039	15.392	0.0000				
α_6	0.0958	0.0153	6.246	0.0000				
α_7	-0.0303	0.0058	-5.212	0.0000				
NLME								
α_1	2.6562	0.0814	11.996	0.0000	-24025	-23941	0.738	
α_2	1.0464	0.0736	14.223	0.0000				
α_3	0.4469	0.0371	12.032	0.0000				
α_4	-0.0081	0.0007	-10.976	0.0000				
α_5	0.2109	0.0466	4.524	0.0000				
α_6	0.0402	0.0103	3.908	0.0001				
α_7	-0.0114	0.0043	-2.624	0.0087				
Random effects								
Stand	0.1481							
Tree	0.00023							
GNLS								
α_1	2.5128	0.04622	19.934	0.0000	-28584	-28508	0.804	0,58
α_2	0.9058	0.02392	37.868	0.0000				
α_3	0.3188	0.03309	9.634	0.0000				
α_4	-0.0044	0.00080	-5.502	0.0000				
α_5	0.3528	0.09528	4.495	0.0000				
α_6	0.0416	0.01032	4.031	0.0001				
α_7	-0.0123	0.00432	-2.851	0.0044				

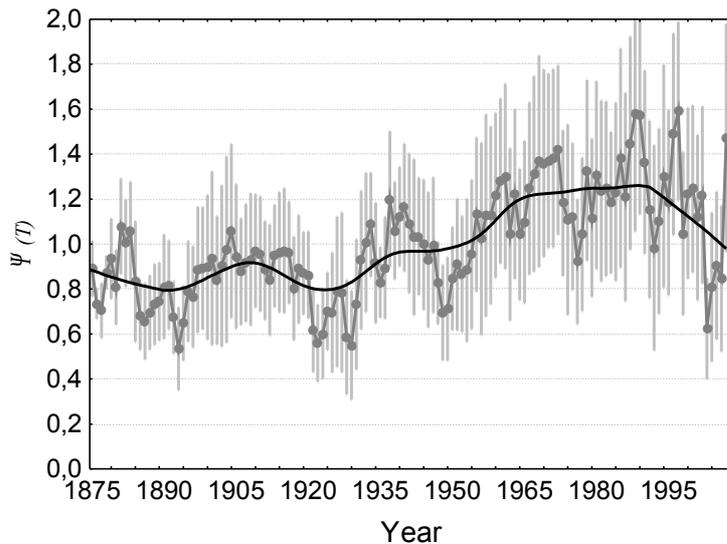


Abb. 4. Quotient aus gemessenem und erwartetem (Gl. 18) Durchmesserzuwachs. Punkte: Jahresmittelwerte, Balken: Standardabweichung, schwarze Linie: LOWESS-Glättung (Größe des Glättungsfensters: 0,25).

4. Diskussion

4.1 Methodische Aspekte

Ziel der Arbeit war die Entwicklung eines methodischen Rahmens, der eine zutreffend quantifizierte retrospektive Analyse des Teils von Wachstumstrends ermöglicht, dessen Ursache in Umweltveränderungen bedingt ist. Innerhalb des methodischen Rahmens ermöglicht die Kombination zweier unterschiedlicher Datensätze (jährlich aufgelöste Jahrringserien einzelner Probestämme & periodisch aufgelöste Bestandesaufnahmen) eine vollständige Erfassung derjenigen Komponenten im Durchmesser-Zuwachssignal der Probestämme, die von baumspezifischen Einflüssen (z.B. Alter) bzw. bestandesspezifischen Einflüssen (z.B. Bestockungsdichte, Durchforstung) geprägt werden.

Es kann davon ausgegangen werden, dass sich die Auswirkungen von Umweltveränderungen (z.B. Klima) im Baumwachstum widerspiegeln, dass als dynamischer Prozess interpretiert werden kann. Um die von Umweltveränderungen verursachten Trendkomponenten aufdecken zu können, werden häufig verschiedene Methoden wie beispielsweise Spline-Funktionen (COOK & PETER 1981) oder Filter (COOK & KAIRIUKSTIS 1990) dazu eingesetzt, um beispielsweise Effekte von Baumalter oder Bestandesdynamik auf das Wachstum zu eliminieren.

Dabei gilt es jedoch zu beachten, dass solchen Methoden inhärent mit dem Risiko behaftet sind, zumindest Teile langfristiger Trends mit zu entfernen, die durch langfristige Umweltveränderungen bedingt sind und eigentlich im Fokus der wachstumskundlichen Untersuchung stehen (Abb. 5). Um dieses Problem zu umgehen, versuchte der entwickelte Dekompositions-Ansatz die nicht-umweltbedingten Komponenten des Zuwachstrends soweit wie möglich auf der Basis biologisch plausibilisierter Erwägungen zu entfernen ohne zu Trendverzerrungen zu führen (MELVIN & BRIFFA 2008).

Die Abschätzung des Alterstrends ausschließlich auf der Basis der verfügbaren Messdaten beinhaltet einige Unsicherheiten. Zum hat sich der gemessene Zuwachs nicht unter konstanten Bedingungen entwickelt, sondern ist durch Veränderungen in der Bestandesdichte sowie durch Umweltveränderungen beeinflusst worden. Zum anderen fehlen in der verfügbaren Datenbasis für den Bereich der jüngsten Entwicklungsphasen grundsätzlich brauchbare Daten auf Bestandesebene. Tatsächlich ist es objektiv unmöglich BHD-spezifische Daten zu ermitteln bevor die Bäume Brusthöhe erreichen. Darüber hinaus beginnen Messzeitreihen auf waldwachstumskundlichen Versuchsflächen regelmäßig erst, wenn die Bäume die Derbholzgrenze erreichen, nach der ersten Durchforstung bzw. zu noch späteren Phasen der Bestandesentwicklung.

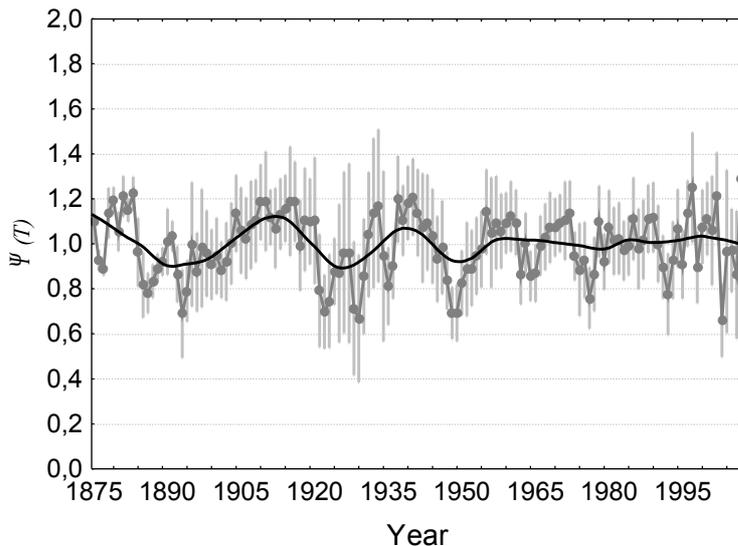


Abb 5. Quotient aus gemessenem und beobachtetem Durchmesser-Zuwachs ermittelt auf der Basis einer baumweisen Anwendung eines Polynoms dritten Grades. Punkte: Mittelwerte; Balken: Standardabweichung; Ausgleichskurve: LOWESS-Glättung (Größe des Glättungsfensters: 0,25). Die Detrendierung erfolgte analog dem Ansatz von Mäkinen et al. (2002): ein Polynom dritten Grades wurde an die Jahrringserien angepasst um Varianzen geringer Frequenz zu entfernen und anschließend die Durchmesser-Zuwachsindices als Quotienten aus gemessenem und erwarteten Werten berechnet.

Da der hier vorgestellte Ansatz ausschließlich Daten von Zeiträumen verarbeitet, in denen zusätzlich zu gemessenen Jahrringbreiten auch Bestandes-spezifische Kenndaten zur Verfügung standen, mussten darüber hinaus die verfügbaren Jahrringserien bei der Auswertung auf diejenigen Zeiträume gekürzt werden, in denen die entsprechenden Information tatsächlich auch aus Bestandesvollaufnahmen berechnet werden konnten. Die direkte Anpassung eines Zuwachsmodells an diese dergestalt reduzierte Datenbasis würde mutmaßlich zu einer monoton steigenden Zuwachs-Reaktionskurve führen – die sich ganz erheblich von der für junge Entwicklungsstadien zu erwartenden biologisch plausiblen Kurve unterscheidet.

Um diese Unzulänglichkeit zu bereinigen wurde die altersspezifische Trendkomponente als Funktion des Durchmesser-Zuwachses einer Ertragstafel modelliert. Hierbei ist jedoch zu betonen, dass dies nicht bedeutet, dass der vorgestellte Ansatz Ertragstafelwerte als – fragwürdige – Wachstumsreferenz verwendet (SPIECKER et al. 1996). Prinzipiell lässt sich unser Ansatz als „Hybrid“ verstehen, der sich aus der Verwendung einer potentiellen biologischen Wachstumskurve in Verbindung mit empirischer Datenanpassung zusammensetzt. Tatsächlich erwies sich diese Herangehensweise überlegen im Vergleich zu einer direkten statistischen Anpassung der verfügbaren Daten.

Der zur Modellierung des Durchforstungseinflusses auf den Durchmesser-Zuwachs verwendete Ansatz berücksichtigt zwei Aspekte: durch eine GOMPERTZ (1825) Funktion modellierte kumulierende Effekte und einen zeitabhängigen Effekt, der durch eine HOERL (1954) Funktion erfasst wird. Durchforstung senkt die Bestandesdichte ab und entnimmt Konkurrenten um Wachstumsressourcen. Daraus ergibt sich eine Zuwachs steigernder Effekt bei den verbleibenden Bäumen. Innerhalb eines bestimmten Rahmens kann davon ausgegangen werden, dass gesteigerte Durchforstungsintensitäten mit erhöhten Zuwachssteigerungen der Bäume korrespondieren. Der vorgestellte Modellansatz zeichnet den Steigerungseffekt gut nach. Außerdem zeigte sich auf der Grundlage der verfügbaren Datenbasis, dass es unter den in der Datenbasis abgebildeten Durchforstungsregimes im Mittel ca. vier dauerte bis der höchste Steigerungseffekt beim Durchmesser-Zuwachs eintrat.

Auffällig war, dass dieser zeitliche Verzug länger ausfiel, als dies von anderen Untersuchungen berichtet wird (JUODVALKIS et al. 2005). Der Grund könnte möglicherweise darin liegen, dass unser Ansatz nicht nur die letzte Durchforstung berücksichtigt, sondern daraufhin ausgelegt war, auch die aus früheren Durchforstungen kumulierten Effekte zu berücksichtigen. Es ist sehr wohl plausibel, dass sich bei einer Folge fortgesetzter Durchforstungseingriffe der Zuwachs-Steigerungseffekt eines konkreten Eingriffs zeitlich nach hinten verschiebt. Diese Berücksichtigung vorhergehender Durchforstungen erscheint angemessen und erforderlich unter anderem vor dem Hintergrund der Befunde von PÜTTMANN et al. (2009), die vor kurzem für die Weißtanne (*Abies alba* MILL.) zeigten, dass sich die Zuwachsreaktion auf eine Durchforstung nicht ausschließlich aus den Bestandesverhältnissen nach dem Eingriff erfassen lässt, sondern eindeutig auch von vorhergehenden Durchforstungen beeinflusst wird.

Bei der Auswahl von Probestämmen für Jahrringanalysen erfolgte häufig eine Beschränkung auf das Kollektiv der (vor-)herrschenden Bäume (COOK & KAIRIUKSTIS 1990). Die Beschränkung basiert zum einen auf der Annahme, dass der Zuwachs solcher Bäume nur vergleichsweise wenig durch Konkurrenz beeinflusst wird und zum anderen in der Annahme, dass diese Bäume in der Vergangenheit einen vergleichbaren soziologischen Status im Bestand eingenommen hatten. Tatsächlich werden diese Annahmen in der Realität häufig nicht vollständig erfüllt. Dies dürfte vor allem dann der Fall sein, wenn die Dichtedynamik eines Bestandes in der Vergangenheit erhebliche Veränderung durch wiederholte Durchforstungen oder andere Störungen unterworfen war. Unsere

Datenbasis zeigt dabei deutlich, dass obwohl der Zuwachs herrschender Fichten zwar in der Tat weniger beeinflusst wird als der subdominanter Fichten. Dass der zum Auswahlzeitpunkt für die Jahrringanalyse manifeste soziologische Status (i.d.R. vor- bis mitherrschend) in der Vergangenheit jedoch selten konstant war.

Solche Einflüsse, die auf der Dynamik der Bestandesdichte beruhen können langfristige Wachstumstrends ganz erheblich beeinflussen (CHERUBINI et al. 1998). Um die aus potentiell fehlerhaft Grundannahmen zum soziologischen Status der Analyseebäume resultierenden Unzulänglichkeiten abzufangen wurde im hier vorgestellten Ansatz eine relative kumulative Durchmesserverteilung eingeführt, um die zeitlich Entwicklung der relativen Baumgröße der Analyseebäume zu erfassen und so die Entwicklung des tatsächlichen Konkurrenzstatus der Analyseebäume im Lauf der Bestandesentwicklung zutreffend charakterisieren zu können. Für die hier dargestellten Zuwachstrends bei Fichte wurden aus der Datenbasis zwar nur Jahrringserien herrschender bis mitherrschender Bäume herangezogen. Tatsächlich sollte der entwickelte Ansatz prinzipiell auch auf Jahrringserien subdominanter Bäume anwendbar sein.

Um zu einer statistisch abgesicherten Aussage zu langfristigen Zuwachstrends bei Fichte in Baden-Württemberg zu kommen wurde die entwickelte Dekompositions-Methode auf den aus langfristigen Versuchsflächen verfügbaren umfangreichen Datensatz angewendet. Allerdings ist zu betonen, dass es prinzipiell keine methodenspezifische Einschränkungen hinsichtlich des Stichprobenumfangs gibt: die einzigen Voraussetzungen für die Anwendbarkeit der Methode liegen darin, dass zusätzlich zu Jahrringanalysen eindeutig quantifizierte Bestandescharakteristika für diejenigen Bestände verfügbar sind, aus denen die Probestämme stammen. Daraus folgt, dass der vorgeschlagene Ansatz bezüglich des erforderlichen Stichprobenumfangs denselben Voraussetzungen unterliegt wie gängige dendrochronologische Ansätze zur Jahrringanalyse.

4.2 Zuwachstrends Fichte in Südwest-Deutschland

Der Schwerpunkt der Arbeit lag zwar auf der Entwicklung eines methodischen Konzepts. Und Fichte wurde vor allem deshalb als exemplarisches Fallbeispiel gewählt, um eine adäquate Datenbasis zur Verfügung zu haben. Trotzdem erscheinen die Befunde zu den aufgedeckten Wachstumstrends Wert, etwas näher kommentiert zu werden. Die entsprechenden Befunde zeigen, dass die in Südwest-Deutschland seit dem Ende des 19. Jahrhunderts zu beobachtenden umweltbedingten Zuwachstrends alles andere als konstant verliefen (Abb. 4):

Etwa ab den 1920er Jahren ist ein allgemein ansteigender Trend zu verzeichnen, der – mit einer vorübergehenden Depression in den 1940er Jahren – bis in die 1990er Jahre anhielt. Insbesondere der in den 1980er Jahren stark ansteigende Trend entspricht gut früheren Befunden, die in den 1980er bis 1990er Jahren europaweit auf einen Zuwachsanstieg bei Fichte hinwiesen (SPIECKER et al. 1996).

Die von uns verwendete Datenbasis erstreckt über den Zeitraum dieser früheren Untersuchungen hinaus und zeigt dabei in aller Klarheit, dass es in jüngster Vergangenheit im Lauf der 1990er Jahre zu einer markanten Trendumkehr kam. Diese Trendumkehr setzte deutlich vor dem ausgeprägten Trockenjahr 2003 ein und erstreckte sich mindestens bis 2005. Die beiden letzten in die Analyse eingeschlossenen Jahre (2006 & 2007) zeigen zwar wieder ansteigende Jahresmittelwerte der Quotienten. Für weitergehende Schlüsse erscheint dies jedoch (noch?) zu kurzfristig und es muss daher offen bleiben, ob es sich dabei um eine erneute Trendumkehr handelt oder lediglich um einen Ausdruck jährlicher Varianz.

5. Quellenverzeichnis

- AKAIKE, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Automatic Control.* **19**: 716-723.
- ALDER, D. (1979): A distance-independent tree model for exotic conifer plantations in East Africa. *For. Sci.* **25**: 59–71.
- ASSMANN, E. (1961): *Waldetragskunde*. BLV Verlag. München. 490 pp.
- ASSMANN, E., FRANZ, F. (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. *Forstw. Cbl.* **84**:13-43
- BONTEMPS, J.D., HERVÉ, J.C., DHÔTE, J.F. (2009): Long-term changes in forest productivity: A consistent assessment in even-aged stands. *For. Sci.* **55**:549-564
- CHERUBINI, P. DOBBERTIN, M., INNES, J.L. (1998): Potential sampling bias in long-term forest growth trends reconstructed from tree rings: A case study from the Italian Alps. *For Ecol and Manage* **109**:103-118.
- CLEVELAND, W. S. (1979): Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *J. Amer. Statist. Assoc.* **74**: 829–836.
- COOK, E. R., PETERS, K. (1981): The smoothing spline: a new approach to standardizing forest-interior tree-ring width series for dendroclimatic studies. *Tree Ring Bull.* **41**:45–53.
- COOK, E.R. KAIRIUKSTIS, L.A. (1990): *Method of dendrochronology*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht Boston London. 394 pp.
- FRITTS, H.C. (1976): *Tree rings and climate*. Academic Press, New York. 567 pp.

- Gompertz, B. (1825): On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new model of determining the value of life contingencies. *Ohil. Transac. Roy. Soci. London.* **115**: 513-585.
- HASTIE, T. TIBSHIRANI, R. (1990): *Generalized additive models*. Chapman and Hall. London. 352 pp.
- HOERL, A. E. (1954): Fitting curves to data. In *Chemical Business Handbook*, Perry, J. (ed), Section 20, 20-55.
- JUODVALKIS, A., KAIRIUKSTIS, L., VASILIAUSKA, R. (2005): Effects of thinning on growth of six tree species in north-temperate forests of Lithuania. *Eur. J. Forest Res.* **124**: 187-192.
- LAPOINTE-GARANT, M.-P., HUANG, J.G., GEA-IZQUIERDO, G., RAULIER, F., BERNIER, P., BERNINGER, F. (2010): Use of tree rings to study the effect of climate change on trembling aspen in Québec. *Global Change Biology.* **16**:2039-2051
- LEMM, R. (1991): *Ein dynamisches Forstbetriebs-Simulationsmodell I*. Diss. ETH Zurich, 235 pp.
- LIU, J., BURKHARD, H.E., AMATEIS, R.L. (1995): Projecting crown measures for loblolly pine trees using a generalized thinning response function. *For. Sci.* **41**: 43-53.
- MÄKINEN H., NÖJD, P., KAHLE, H.-P., NEUMANN, U., TVEITE, B., MIELIKÄINEN, K., RÖHLE, H., SPIECKER, H. (2002): Radial growth variation of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) across latitudinal and altitudinal gradients in central and northern Europe. *For Ecol and Manage* **171**: 243-259.
- MELVIN, T. M. BRIFFA, K.R. (2008): A “signal-free” approach to dendroclimatic standardisation *Dendrochronologia* Volume **26**. 71-86
- PINHEIRO, J. C., BATES, D.M. (2000): *Mixed-effects models in S and S-PLUS*. Statistics and Computing Series, Springer-Verlag, New York, NY. 528 pp.
- PRETZSCH, H., GROTE, R., REINEKING, B., RÖTZER, T.H., SEIFERT, S.T. (2007): Models for forest ecosystem management: A European perspective. *Annals of Botany* **11**: 1065-1087.
- PÜTTMANN K., D'AMATO, A.W., KOHNLE, U., BAUHUS, J. (2009): Individual tree growth dynamics of mature *Abies alba* during repeated irregular group shelterwood (Femelschlag) cuttings. *Can. J. For. Res.* **39**: 2437-2449.
- SCHWARZ, G. (1978): Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* **6**: 461–464.
- SCHWEINGRUBER, F.H. (1983): *Der Jahrring – Standort, Methodik, Zeit und Klima in der Dendrochronologie*. Haupt, Bern. 234 pp.
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., SKOVSGAARD, J.P. (1996): *Growth trends in European forests*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York. 372 pp.
- TECK, R.M., HILT, D.E. (1991): *Individual-tree diameter growth model for the Northeastern Unites States*. USDA For. Serv, Res. Pap. NE-649.
- VAN DEUSEN, P.C. (1990): Stand dynamics and red spruce decline. *Can. J. For. Res.* **20**: 743-749.
- VAN DEUSEN, P.C. (1992): Growth trends and stand dynamics in natural loblolly pine in the southeastern United States. *Can. J. For. Res.* **22**: 660-666.
- VISSER H., MOLENAAR, J. (1992): Estimating trends and stochastic response functions in dendroecology with an application to fir decline. *For. Sci.* **38**: 221-234.
- YUE, C., KOHNLE, U., HANEWINKEL, M., KLÄDTKE, J. (2011): Extracting environmentally driven growth trends from diameter increment series based on a multiplicative decomposition model. *Can.J.For.Res.* (im Druck).
- YUE, S., PILON, P., PHINNEY, B., CAVADIAS, G. (2002): The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes* **16**: 1807-1829.
- ZEIDE, B. (1993): Analysis of growth equations. *For. Sci.* **39**: 594-616
- ZEIDE, B. (2001): Natural thinning and environmental change: An ecological process model. *For Ecol and Manage* **154**: 165-177.
- ZINGG, A. (1996): Diameter and basal area increment in permanent growth and yield plots in Switzerland. *In: Growth trends in European forests*. Spiecker, H., Mielikäinen, K., Köhl, M., and Skovsgaard, J.P. (eds.). Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York. 239-265.

Beziehungen zwischen Vitalität und Zuwachs bei Trauben-Eiche unter dem Einfluss zunehmender Kontinentalität

Jens Schröder

*Hochschule für nachhaltige Entwicklung (FH) Eberswalde, Fachbereich Wald und Umwelt,
jens.schroeder@hnee.de*

Kurzfassung

Der folgende Beitrag untersucht die Beziehungen zwischen der Kronenvitalität und dem Kreisflächenzuwachs bei Trauben-Eiche (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.) auf Ebene des Einzelbaums. Die zu Grunde liegenden Untersuchungen erfolgten 2006-2011 in Mischbeständen der Trauben-Eiche mit Kiefer, die in einer Sequenz zunehmender Kontinentalität von Sachsen-Anhalt bis Ostpolen angeordnet sind. Als Vitalitätsweiser wurden jährlich die Kronenstrukturstufen nach dem Schema von Körper et al. (1999) sowie der Laubverlust im Sommer nach dem Verfahren der Waldzustandserhebung angesprochen. Der Vergleich der beiden Methoden zur Vitalitätserfassung zeigt nur geringe Übereinstimmungen zwischen den Aussagen beider Verfahren. Sie sind deshalb nicht als gegenseitig ersetzbar, sondern als komplementäre Ansätze zu betrachten, deren Ergebnisse verschiedene zeitliche Ebenen abdecken. Im Verlauf des Beobachtungszeitraums haben sich sowohl der Belaubungsgrad als auch die Kronenstruktur wesentlich verbessert. Für beide Methoden ergeben sich signifikante, jedoch nur schwache Effekte auf den relativen Kreisflächenzuwachs. Für den Zuwachs des Einzelbaums sind die Ausgangsdimension (BHD beziehungsweise Kreisfläche) und die relative Kronenfläche von dominierender Bedeutung. Weitere Beziehungen bestehen über die signifikanten Korrelationen zwischen relativer Kronenfläche und dem Zuwachs einerseits sowie der Vitalitätsstufe andererseits: Bei gleichem BHD weisen Bäume mit kleineren Kronen im Mittel schlechtere Kronenstrukturstufen und höhere Laubverlustprozente auf. Umgekehrt sind gute Kronenstrukturwerte schwach, aber signifikant mit höheren Zuwächsen korreliert. Als Schlussfolgerung ist festzuhalten, dass gerade die Verlichtungsprozente nur teilweise Rückschlüsse auf die Wuchsleistung der Trauben-Eiche erlauben und umgekehrt die Zuwachswerte allein kein hinreichender Indikator für Vitalitätsprobleme sind. Die geografische Lage der Versuchsflächen hat keinen sichtbaren Einfluss auf Richtung und Stärke dieser beobachteten Zusammenhänge.

Abstract

The study analyzes the relations between individual crown vitality and basal area increment in Sessile oak (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.). Investigations were carried out from 2006 to 2011 in five mixed stands of adult (> 100 years) Sessile oak and Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) on terrestrial, moderately dry sites with average nutrient supply. The trial stands are located in a geographic sequence with increasing continentality from the West of Brandenburg into Eastern Poland. To quantify oak vitality, two different approaches were compared: (i) a method to assess winter crown structure according to KÖRVER et al. (1999), and (ii) the European standard procedure for annual assessment of crown transparency in summer. Basal area increments were derived from consecutive measurements at the start and after five years. A comparison of 2006 and 2011 shows significant improvements in crown condition in all trial stands for both summer and winter assessment. Spearman rank correlation coefficients between crown transparency and crown structure are relatively small but significant. As a result, the two approaches for crown assessment are seen as complementary methods which allow conclusions on different phenomena and processes: While crown transparency mirrors short-term (mostly annual), volatile influences such as extreme weather periods or insect attacks, crown structure is a measure of environmental changes or vitality problems on a larger time scale of more than one year. Although the latter is significantly related to basal area increment on four out of five plots, correlations between tree growth and crown vitality are rather weak for both assessment methods and do not follow any spatial trend. Initial basal area and relative crown size were identified as the most influential factors for variation in basal area increment. Low but significant correlations exist between (i) crown vitality and relative increment and (ii) relative crown size and crown vitality. Trees with identical dbh values tend to show less crown transparency and a healthier crown structure with increasing horizontal crown area. All these results show that the investigated crown vitality parameters alone do not satisfactorily reflect basal area increment variation and, vice versa, increment values can only partially predict crown development. The geographic gradient covered by the sequence of trial stands does not lead to any detectable spatial trend in the results.

Einführung

Die Eignung der heimischen Eichenarten für die ambitionierten Ziele im langfristigen ökologischen Waldumbau nicht nur in Brandenburg hängt entscheidend davon ab, wie sich auf längere Sicht der Vitalitätszustand der Bäume entwickelt. Eine weit verbreitete Methode zur Einschätzung der Vitalität ist die Ansprache des Belaubungszustandes. Die jährliche Waldzustandserhebung (WZE) in Brandenburg und Berlin verzeichnet nach diesem Muster seit 1991 fast durchgängig die höchsten Laubverlustprozente für die Baumartengruppe Eiche, aktuell liegt die mittlere Kronenverlichtung bei 22 Prozent (MIL 2011). Es liegt nahe, dieses gleichbleibend besorgniserregende Niveau als Indikator für einen verbreitet eingeschränkten Gesundheitszustand der Bäume zu interpretieren. Neben einer bestimmten gesundheitlichen Stabilität impliziert der Begriff "Vitalität" in der Regel aber auch ein spezifisches Maß an "Wuchskraft", also an der Fähigkeit zur Größenzunahme (ROLOFF & KLUGMANN 1997; Kätzel 2003). Nach der These "*growth or defence*" (HERMS & MATTSON 1992) stehen der Gesundheitszustand und die Wuchsleistung von Bäumen in einem Wechselverhältnis, das abhängig von der Ressourcenverfügbarkeit ist (Abb. 1). Als repräsentativ für den Gesundheitszustand wird das Maß des Sekundärstoffwechsels angesehen. Die dafür notwendige Energie steht dem Baum nach diesem Modell nicht für das Wachstum zur Verfügung (KÄTZEL 2003). In der Phase der rapiden Zunahme (Phase I) der Netto-Assimilation steigen sowohl der relative Zuwachs als Quotient aus absoluter Größenzunahme und Ausgangsdimension als auch das Maß des Sekundärstoffwechsels. Mit weiter steigender Ressourcenverfügbarkeit und nur noch schwach zunehmender Netto-Assimilation (Phase II) wächst jedoch der Anteil der für den relativen Zuwachs aufgewandten Assimilate, während die für die Produktion sekundärer Pflanzenstoffe aufgewandte Energiemenge sinkt.

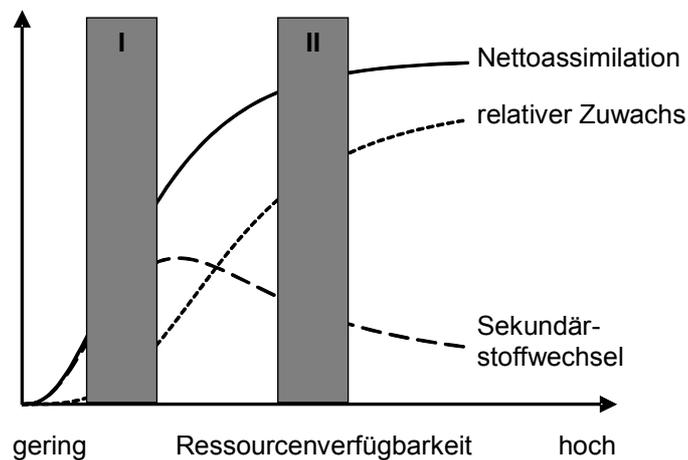


Abb. 1: Beziehungen zwischen Nettoassimilation, relativem Volumenzuwachs und Sekundärstoffwechsel nach Herms & Mattson (1992)

Unterstellt man die grundsätzliche Gültigkeit eines *trade-off* zwischen Zuwachs und Abwehrvermögen eines Baumes im Sinne der These von "*growth or defence*", dann müssten sich je nach Ressourcenverfügbarkeit mit steigendem relativen Zuwachs entweder gleichgerichtete oder gegenläufige Vitalitätsunterschiede beobachten lassen. Die nicht nur im Bereich der Waldzustandseinschätzung weit verbreitete Annahme, dass höhere Vitalität mit größerem Zuwachs verbunden ist (ROLOFF & KLUGMANN 1997; DOBBERTIN 2005) wäre dann nur im Bereich der Phase I gültig, während weiter steigender Zuwachs mit zunehmenden Vitalitätsproblemen gekoppelt sein müsste (Phase II). Wichtige Voraussetzungen für diese direkten Beziehungen bestehen darin, dass sich (a) ein verringerter Umfang des Sekundärstoffwechsels auch mehr oder weniger proportional in abnehmender Vitalität äußert und dass es (b) zuverlässige Methoden zur korrekten Einschätzung dieser zum Sekundärstoffwechsel parallelen Vitalität gibt. Auf Beobachtungen gestützte Untersuchungen dieser Fragen haben zu berücksichtigen, dass es unterschiedliche Methoden zur Vitalitätseinstufung für Waldbäume gibt (ROLOFF 1993; KÖRVER et al. 1999; EICHHORN et al. 2006). Außerdem ist zu erwarten, dass sich die unter kontrollierten Bedingungen feststellbaren Abhängigkeiten nach Abb. 1 in komplexen Gefügen wie Waldökosystemen nicht mit vergleichbarer Deutlichkeit zeigen. Gerade für die heimischen Eichen bestehen auf Grund der häufigen Schäden durch blattfressende Insekten sowie die hochvariable Kronengestalt (ROLOFF & KLUGMANN 1997; KALLWEIT 2006) nur sehr lückenhafte Erkenntnisse über die tatsächlichen Zusammenhänge zwischen Kronenzustand und Wuchsleistungen (KÄTZEL et al. 2006). Deshalb sollen die Untersuchungen mehrere miteinander verbundene Fragen klären:

- (1) Zu welchen Ergebnissen führen zwei verschiedene Verfahren zur Einschätzung der Einzelbaumvitalität?
- (2) Welche Beziehungen bestehen zwischen dem Kronenzustand und dem Zuwachsverhalten der Bäume?
- (3) Sind die Kronenvitalität und ihre Beziehungen zum Zuwachs von der geografischen Lage der untersuchten

Bestände abhängig?

Material und Methoden

Die Untersuchungen stützen sich auf Daten von insgesamt 633 Trauben-Eichen (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl.) aus fünf über einhundertjährigen Mischbeständen mit Kiefer (*Pinus sylvestris* L.), die in einer Sequenz zunehmender Kontinentalität ungefähr auf Höhe des 52. Breitengrades von Sachsen-Anhalt bis Ostpolen liegen (SUCCOW et al. 2009). Alle Bestände stocken auf glazial geprägten terrestrischen Standorten mittlerer Trophie und durchschnittlicher Wasserversorgung. Im Frühjahr 2006 wurden die Versuchsflächen angelegt und die waldwachstumskundlichen Daten aller Bäume erhoben. Gleichzeitig fand eine Initialaufnahme des Winter-Kronenzustands statt (siehe unten). Bis zum Frühjahr 2011 erfolgten jährliche Aufnahmen des Sommer- und Winterzustands der Eichenkronen sowie zum Ende der Fünfjahresperiode eine erneute Messung aller BHDs und einer Stichprobe von Baumhöhen (Tab. 1). Das Wachstum der Bäume in dieser Zeit wird durch den aus den BHD-Differenzen abgeleiteten mittleren (jährlichen) Kreisflächenzuwachs *iGa* charakterisiert.

Tab. 1: Lage und waldwachstumskundliche Kennwerte der Versuchsflächen "K1" – "K5"

Fläche	Revier/TF	RW	HW	H [m]	Art	Alter [a]	dg [cm]	hg [m]	N/ha	Bon
K1	Kümmernitz	310370	5856889	50	GKI	145	46,6	28,8	92	25,4
	1672 a				TEI	145	41,5	25,1	119	22,1
K2	Rochau	399744	5738515	135	GKI	182	47,5	28,5	89	25,1
	149 b2				TEI	100	44,4	26,6	125	27,3
K3	Schernsdorf	464458	5782597	70	GKI	126	41,8	28,9	46	26,6
	156 b3				TEI	130	36,2	30,8	268	27,8
K4 (Polen)	Smardze	705354	5674608	200	GKI	115	41,1	28,2	61	26,8
	97 b				TEI	115	36,6	27,6	146	26,0
K5 (Polen)	Golejów	939383	5621459	230	GKI	125	38,0	24,5	77	22,5
	14c				TEI	125	37,8	23,9	89	21,3

TF = Teilfläche; RW = Rechtswert, HW = Hochwert UTM/ETRS89 Streifen 33U; H = Höhe über Normalnull; GKI = Kiefer, TEI = Trauben-Eiche; dg/hg = BHD und Höhe des Grundflächenmittelstammes; N/ha = Stammzahl je Hektar; Bon = absolute Bonität nach Ertragstafel LEMBCKE et al. (1975) mittleres Ertragsniveau (Kiefer) bzw. ERTELD (1963) Hochdurchforstung (Eiche). Altersangaben speziell bei Eiche "in etwa".

Die Einrichtung der Versuchsflächensequenz folgte der Forschungsfrage, ob Eichenbestände unter kontinentaler geprägten Klimaverhältnissen unter Umständen ein anderes Vitalitätsniveau aufweisen als solche im subatlantischeren Westen (SUCCOW et al. 2009). Das für die ausgewählten Flächen maßgebliche Klima geht aus Tab. 2 hervor. Neben den üblichen Witterungsparametern ist dort auch der Index nach GORCZYNSKI (1920) aufgeführt, dessen von West nach Ost steigende Werte die zunehmende Kontinentalität des Klimas belegen (Formel 1). Dabei steht ΔT für die Differenz der Mitteltemperaturen des heißesten und des kältesten Monats, während φ die geografische Breite in Grad ausdrückt.

$$K = 1,7 \cdot (\Delta T / \sin \varphi) - 20,4 \quad (1)$$

Tab. 2: Klimatische Charakterisierung der Versuchsflächen "K1" – "K5" nach SUCCOW et al. (2009)

Fläche	Jahr			Vegetationsperiode Mai-Sept.			
	K	T [°C]	N [mm]	kWb [mm]	T [°C]	N [mm]	kWb [mm]
K1	18,2	8,5	531	-233	15,2	255	-252
K2	19,6	8,3	589	-186	15,2	291	-223
K3	20,7	8,9	521	-294	16,2	267	-272
K4	23,4	8,5	552	-220	15,9	317	-111
K5	26,1	7,7	637	-184	15,4	372	-156

Zur Quantifizierung des Kronenzustands wurde zum einen das standardisierte Verfahren zur europaweiten Einschätzung des sommerlichen Laubverlusts in fünf-Prozent-Stufen angewandt (EICHHORN et al. 2006). Die zweite Methode folgt dem von KÖRVER et al. 1999 publizierten Vorgehen zur Einordnung von Alteichen in acht Stufen der Kronenstruktur von "1" (Referenzstadium) bis "8" (Rudimentstadium). Maßgebliche Kriterien der Zuordnung sind die Ausstattung mit Feinreisig, die Ausgewogenheit im Verhältnis von Grob-, Mittel- und Feinästen sowie das Vorhandensein von Totästen. Beide Verfahren kamen nur für Mitglieder der herrschenden Bestandesschicht zur Anwendung, unterständige oder gering mitherrschende Eichen wurden nicht berücksichtigt. Neben der Betrachtung einzelner Jahre, um die Entwicklung im Beobachtungszeitraum darzustellen, werden vor allem für die Analysen der Beziehungen zum Zuwachs die Mittelwerte über mehrere Jahre betrachtet. Da auf den polnischen Flächen K4 und K5 die Sommerwerte seit 2009 sowie der Winterwert 2009 nicht erhoben werden konnten, bezieht sich die Mittelwertbildung auf die Jahre 2006-2008, die damit so etwas wie den Startzustand der Zuwachsperiode widerspiegeln. Auf Grund des diskreten Charakters der Vitalitätswerte werden statistische Beziehungen der Kronenparameter zueinander und zu anderen Größen mit Hilfe des Rang-Korrelationskoeffizienten nach SPEARMAN angegeben. Test auf Mittelwertgleichheit oder statistische Ähnlichkeit von Verteilungen erfolgten mit dem nichtparametrischen WILCOXON-Test (WEISSTEIN 2011). Allgemein wird eine Signifikanzschwelle von $\alpha = 0,05$ zu Grunde gelegt.

Ergebnisse

Der Kronenzustand der untersuchten Trauben-Eichen hat sich seit Beginn wesentlich verbessert, sowohl mit Blick auf die Kronenstruktur (KS) als auch hinsichtlich des Laubverlusts (LV) im Sommer. Bei Betrachtung der LV-Werte 2006 fällt der relativ schlechte Zustand der polnischen Flächen auf, die sich inzwischen aber ebenfalls deutlich erholt haben. Die Diagramme in Abb. 2 zeigen neben den Medianen (waagerechte Linie im Interquartilsbereich) auch die arithmetischen Mittel und ihre Veränderung als miteinander verbundene Punkte.

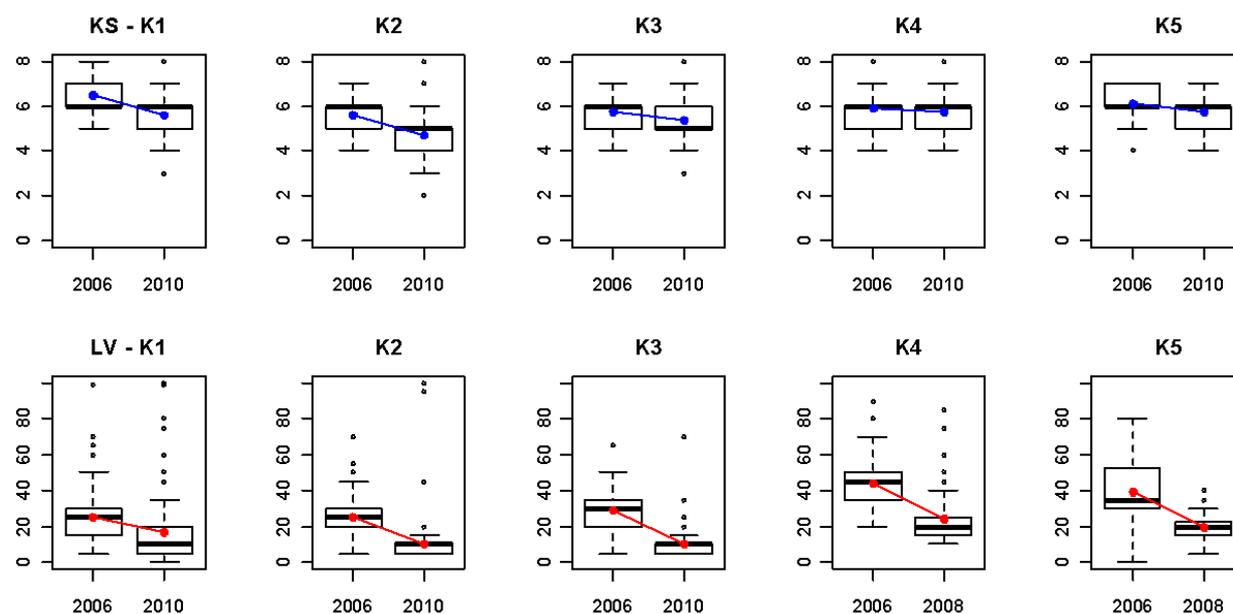


Abb. 2: Kronenstrukturstufen (oben) und Laubverlustprozent der Trauben-Eichen auf den Versuchsflächen im Vergleich zwischen Beginn und Ende der Aufnahmen

Statistisch lassen sich vor allem die jahresbezogenen *KS*-Werte nicht sinnvoll miteinander vergleichen, da nur wenige Faktor- beziehungsweise Ansprachestufen tatsächlich vorkamen. Hinsichtlich der *LV*-Werte sind 2006 nur die Flächen K1 und K2 vergleichbar, alle anderen Flächen weisen jeweils individuell unterschiedliche Verteilungen der dort angesprochenen Laubverlustprozente auf. 2008 sind durch eine deutliche Erholung von K3 bei Mittelwerten von 16,1, 14,2 und 14,8 % die drei deutschen Flächen K1, K2 und K3 im Grunde identisch, während die polnischen Flächen mit Werten von 24,0 und 19,3 % davon signifikant abweichen. Die westlichste Fläche K1 wiederum zeigt 2010 mit 17,2 % einen deutlich größeren mittleren Laubverlust als K2 und K3 mit durchschnittlich 10,7 beziehungsweise 10,5 % Kronenverlichtung.

Einheitlich für alle untersuchten Bestände ist somit eine signifikante Verringerung der Kronenverlichtung über den Untersuchungszeitraum festzustellen. Ebenfalls einheitlich bestehen auf allen Flächen signifikante positive Rang-Korrelationen zwischen den erhobenen Kronenzustandparametern (Abb. 3). Die Diagramme stellen jeweils die Beziehungen zwischen den Mittelwerten des Laubverlusts und den Mittelwerten der Kronenstruktur über die Jahre 2006-2008 dar. Von West nach Ost nimmt die Stärke dieses Zusammenhangs relativ deutlich zu. Bei Zusammenfassung aller Daten ergibt sich ein Rang-Korrelationskoeffizient von etwa 0,48.

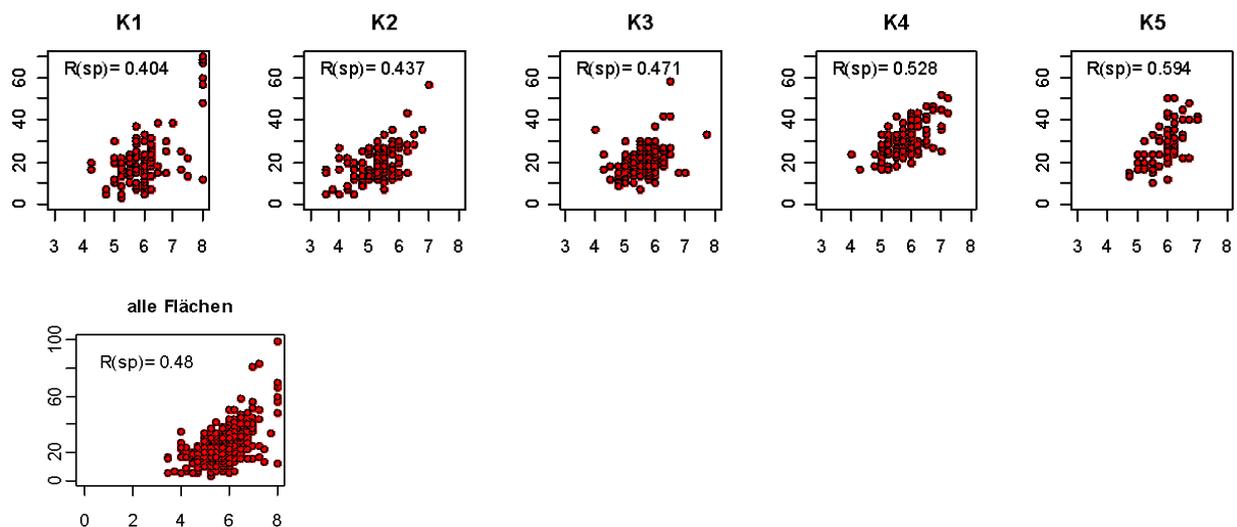


Abb. 3: Beziehungen zwischen den Kronenstrukturstufen (Abszisse) und Laubverlustprozenten (Ordinate) der Trauben-Eichen auf den einzelnen Versuchsflächen (oben) sowie bei Zusammenführung aller Einzeldaten (unten). $R(sp)$ ist der SPEARMAN-Rang-Korrelationskoeffizient

Der in Abb. 4 dargestellte mittlere Kreisflächenzuwachs 2006-2010 der Trauben-Eichen in den Untersuchungsbeständen streut in einem weiten Bereich zwischen fast 0 und gut 90 cm² pro Jahr und erreicht die Mittelwerte 12,5, 26,2, 12,2, 22,8 und 21,7 cm² (K1 – K5). Die Streuung der Werte wie auch der Ausgangsdimension ist am größten auf der Fläche K2, am kleinsten auf K4, wo auch das Alter der Eichen nach den Angaben zur Bestandesechichte am einheitlichsten ist (SCHRÖDER et al. 2009b). Zur Einordnung der Zuwachswerte ist in den Diagrammen jeweils die Beziehung zwischen mittlerer Grundfläche und deren Zuwachs in der ersten Ertragsklasse der Ertragstafel ERTELD (1963) als Linie über den Altersbereich 80-200 eingetragen. Bezogen auf den BHD bedeuten die dargestellten Ergebnisse jährliche Durchmesserzuwächse von 0,28, 0,38, 0,22, 0,41 und 0,37 cm (K1 – K5) für den Grundflächenmittelstamm.

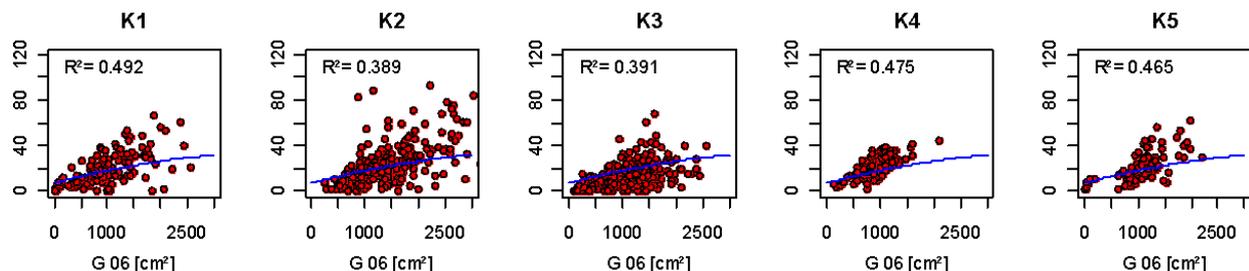


Abb. 4: Jährlicher Kreisflächenzuwachs 2006-2010 in cm² über der Ausgangs-Kreisfläche nach Versuchsflächen (zusätzlich angegeben ist das Quadrat des Korrelationskoeffizienten nach PEARSON)

Die Datenauswertung belegt relativ straffe Korrelationen zwischen Ausgangs-Kreisflächen und deren jährlichen Zuwächsen sowie etwas schwächere Beziehungen zwischen Ausgangs-BHD und Durchmesserzuwächsen auf allen

Flächen. Zur weiteren Analyse des Einflusses der Kronenvitalität wurden deshalb durch den Bezug des Kreisflächenzuwachses auf die Ausgangsdimension relative Zuwächse gebildet mit $iG_{rel} = iGa \times 100 / G_{2006}$. Die Konzentration auf diese relativen Zuwächse führt dazu, dass die im Folgenden getroffenen Aussagen auf den relativen Durchmesserzuwachs übertragbar sind. Die iG_{rel} -Werte werden dann den individuellen mittleren Laubverlustprozenten LV beziehungsweise Kronenstrukturstufen KS gegenübergestellt. Es ergeben sich auf allen Flächen nur relativ schwache Rang-Korrelationen, die jedoch in den meisten Fällen sowohl für LV als auch für KS statistisch signifikant sind. Ausnahmen sind die Fläche K5 hinsichtlich beider Vitalitätsparameter sowie die Fläche K2 in Bezug auf LV . Bei Zusammenfassung aller Daten ergeben sich Rang-Korrelationskoeffizienten von $-0,02$ (iG_{rel} vs. LV , nicht signifikant) beziehungsweise $-0,16$ (iG_{rel} vs. KS , statistisch signifikant).

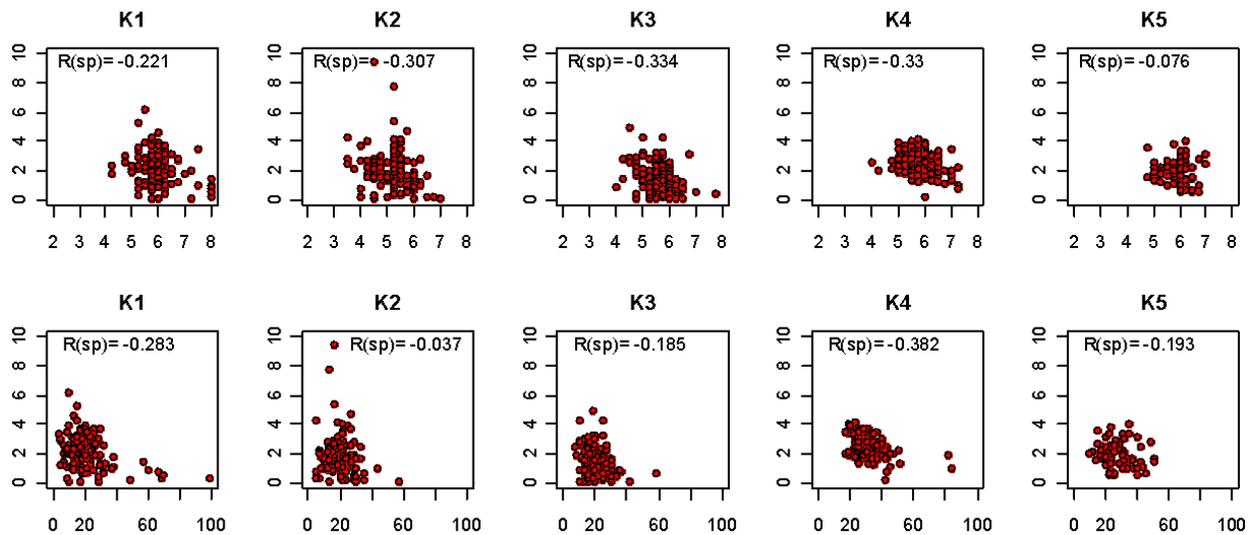


Abb. 5: Beziehungen zwischen dem relativen jährlichen Kreisflächenzuwachs (Ordinate) und den mittleren Kronenstrukturstufen (oben) beziehungsweise Laubverlustprozenten auf den Versuchsflächen

Zur Prüfung weiterer Einflüsse auf den Kreisflächenzuwachs wurden die 2006 je Fläche für eine Stichprobe von etwa 30 Eichen gemessenen Kronenradien (KR) herangezogen. Nach Division der über den mittleren Radius erzeugten Kronenschirmflächen durch die zugehörige Grundfläche 2006 (G_{2006}) erhält man relative Kronenflächen KF_{rel} (Formel 2).

$$KF_{rel} = \overline{KR}^2 \cdot \pi / G_{2006} \quad (2)$$

Betrachtet man alle fünf Flächen zusammen, so ergibt sich für die verwertbaren 147 Bäume ein Korrelationskoeffizient von $R = 0,29$ für die Beziehung zwischen KF_{rel} und relativem Zuwachs iG_{rel} (Abb. 6). Auch auf die Vitalitätsgrößen hat die relative Kronenfläche einen statistisch signifikanten Einfluss, der für die Kronenverlichtung etwas schwächer ausgeprägt ist ($R(sp) = -0.19$) als für die Kronenstruktur ($R(sp) = -0.25$).

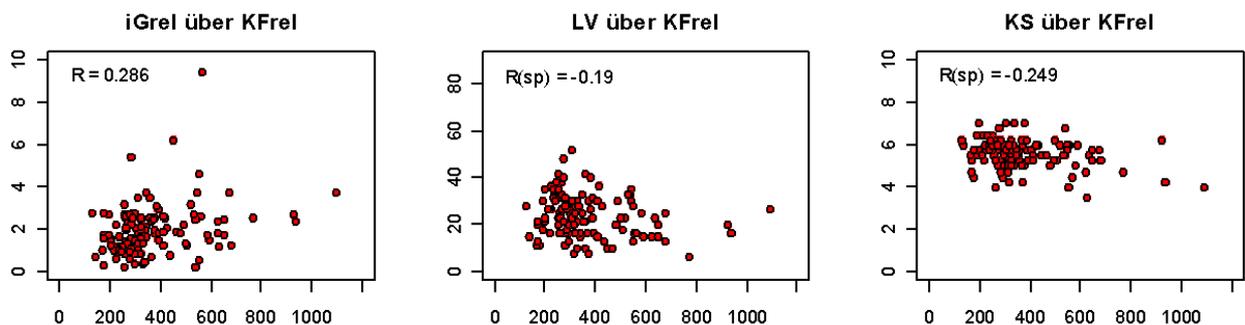


Abb. 6: Beziehungen zwischen der relativen Kronenfläche (Abszisse) und den Parametern mittlerer relativer Kreisflächenzuwachs iG_{rel} , mittlerer Laubverlust LV und mittlere Kronenstrukturstufe KS für alle Bäume, deren Kronenradien 2006 gemessen wurden ($n = 147$)

Die statistischen Beziehungen zwischen den Zuwachs- und Vitalitätswerten fasst Tab. 3 flächenweise (K1 – K5) sowie bei zusammenfassender Verwendung aller Daten unten noch einmal übersichtsartig zusammen. Neben den SPEARMAN-Rang-Korrelationskoeffizienten $R(sp)$ beziehungsweise den PEARSON-Korrelationskoeffizienten R sind auch die Irrtumswahrscheinlichkeiten α sowie die Stichprobengrößen n angegeben. Differenzen zu den Baumzahlen in Tab. 1 ergeben sich aus der Anwendung der Vitalitätsansprachen nur auf herrschende Eichen.

Tab. 3: Statistische Beziehungen zwischen mittleren Vitalitätsparametern 2006-2008 (LV) bzw. 2006-2010 (KS) und mittlerem jährlichen Kreisflächenzuwachs 2006-2010 (Erläuterungen im Text)

Fläche	n	KS vs. LV		KS vs. iG_{rel}		LV vs. iG_{rel}		iGa vs. G_{2006}	
		$R(sp)$	α	$R(sp)$	α	$R(sp)$	α	R	α
K1	118	0.404	0.000	-0.221	0.016	-0.283	0.002	0.701	0.000
K2	124	0.437	0.000	-0.307	0.000	-0.037	0.684	0.624	0.000
K3	179	0.471	0.000	-0.334	0.000	-0.185	0.013	0.625	0.000
K4	141	0.528	0.000	-0.330	0.000	-0.382	0.000	0.689	0.000
K5	71	0.594	0.000	-0.076	0.527	-0.193	0.106	0.684	0.000
alle	633	0.480	0.000	-0.162	0.000	-0.023	0.571	0.645	0.000

Diskussion

Die seit Beginn der systematischen Waldzustandserhebungen auffällig hohen mittleren Schadniveaus bei den Eichenarten (KALLWEIT 2006) bestätigen sich auch auf den Versuchsflächen, besonders zu Beginn der Untersuchungen 2006. Gerade die Kronenstruktur zeigte damals noch deutliche Nachwirkungen der extremen Sommer 2003 und zum Teil auch 2006 (BECK 2010), auf die die Bäume unter anderem durch aktive Abstoßung von Feinreisig (Abscession, ROLOFF & KLUGMANN 1997) reagieren können. Der Kronenzustand der Eichen wird zusätzlich von einer außergewöhnlich vielfältigen Insekten-Fraßgemeinschaft geprägt, deren Wirkungen sich mit den Witterungseinflüssen überlagern können und die ihrerseits von diesen gesteuert wird. Vor dem Hintergrund dieser komplexen Zusammenhänge und der noch immer nicht befriedigend geklärten Frage nach den Ursachen für die langwierigen Vitalitätsprobleme der Trauben-Eiche nicht nur in Brandenburg (Thomas et al. 2002; Kätzel et al. 2006) können die vorgestellten Untersuchungen nur ein Schritt der weiteren Annäherung an die tatsächlichen Beziehungen zwischen Wachstum und Vitalität beziehungsweise zwischen "growth" und "defence" sein.

In Bezug auf die beiden untersuchten Vitalitätsparameter lässt sich nur der prozentuale Laubverlust in seiner Ausprägung auf den Versuchsflächen mit parallelen Erhebungen in anderen Beständen vergleichen. Die mittlere Kronenverlichtung bei Trauben-Eichen nach der Waldzustandserhebung für Brandenburg und Berlin stieg demnach im Untersuchungszeitraum (2006-2010) von etwa 17 auf 24 % (MIL 2011), auf den deutschen Untersuchungsflächen K1, K2 und K3 fiel sie von 27 über 15 (2008) auf gut 12 % (2010). Mögliche Ursachen für diesen gegenläufigen Trend könnten die geografische Lage der wenigen durch uns untersuchten Bestände sowie deren Durchmischung mit Kiefer sein. In Frage kommen aber auch in der Subjektivität des Anspracheverfahrens wurzelnde systematische Differenzen zwischen den Beobachtungen auf K1 – K5, die einheitlich von einer Person durchgeführt wurden, und den von anderen Personen vorgenommenen Waldzustandserhebungen. Für die Kronenstrukturwerte fehlen Referenzuntersuchungen. Auffällig sind die zwischen den beiden Verfahren unterschiedlichen Sensitivitäten beziehungsweise Schwankungen im Verlauf des Beobachtungszeitraums: Die Differenzen der Laubverlustprozente verändern von Jahr zu Jahr häufiger ihre Vorzeichen als die Kronenstrukturwerte, die eher langwelligen Schwankungen unterliegen (SCHRÖDER et al. 2009a). Die relativ niedrigen Korrelationen zwischen den beiden Parametern verdeutlichen, dass sie sich auf jeweils verschiedene Phänomene richten, die nicht durch dieselben Prozesse beeinflusst werden und keine identischen, sondern eher komplementäre Aussagen liefern. Dabei kann nicht erwartet werden, dass mit phänomenologischen, auf gutachterliche Einstufungen basierenden Verfahren wie den beiden vorgestellten sich eine komplexe, schwer zu definierende Größe wie die individuelle Vitalität befriedigend erfasst oder klassifiziert werden kann (KÄTZEL 2003).

Die Hypothese einer möglicherweise besseren Anpassung der östlich gelegenen polnischen Flächen an subkontinentale bis kontinentale Standortverhältnisse lässt sich auf Basis der Untersuchungsergebnisse nicht bestätigen. Der wichtigste Grund dafür liegt sicher in der unzureichenden Differenzierung der ausgewählten Bestände hinsichtlich der Witterungsverhältnisse. Der Index von GORCZYNSKI (1920) gibt zwar eine steigende Kontinentalität an, diese wird aber ausschließlich auf Grund der Temperaturunterschiede konstatiert. Für das Eichenwachstum und die Vitalität der Bäume ist jedoch in der Untersuchungsregion der Niederschlag von entscheidender Bedeutung (SCHRÖDER & BECK 2009; SCHRÖDER et al. 2009a). Der auf das Jahr bezogene Trockenheitsindex TI nach DE MARTONNE (1924) sowie die klimatische Wasserbilanz (Tab. 2) vor allem in der Vegetationsperiode zeichnen ein deutlich abweichendes Bild mit der angespanntesten Wasserversorgung in der Mitte der Sequenz (K3; $TI = 338$) und im Westen (K1; $TI = 351$). In Südbrandenburg (K2) und in Ostpolen (K5) liegt der TI bei höheren Werten von 365 beziehungsweise 432, die einen geringeren Trockenstress anzeigen.

Außerdem ist zu berücksichtigen, dass die Jahre seit 2006 durch eher positive Niederschlagsverhältnisse auch im Sommer gekennzeichnet waren, die es unmöglich machten, das Verhalten der fünf Flächen bei akutem Trockenstress vergleichen zu können (MIL 2011).

Bei der Analyse der Zuwachswerte fallen die hohen Spannweiten sowohl im Kreisflächen- als auch im BHD-Zuwachs auf. Sie resultieren zum Teil wahrscheinlich aus zufälligen Messfehlern, wichtiger sind aber die sehr unterschiedlichen Wuchskonstellationen, die zum einen durch die Einzelbaummischung mit Kiefer entstehen (Bäucker et al. 2010), zum anderen die breiten Durchmesserverteilungen bis hin zum Vorhandensein verschiedener Schichten auf den Versuchsflächen reflektieren. Die durchgängig dominierende, hochsignifikante Rolle der Ausgangs-Kreisfläche für den Zuwachs gerade in der fortgeschrittenen Baumholzphase deckt sich mit den Ergebnissen einer Vielzahl anderer Analysen (zum Beispiel SPIECKER 1991; SCHRÖDER et al. 2009b). Auch der für eine Stichprobe belegte signifikante Einfluss der relativen Kronengröße auf den relativen Kreisflächenzuwachs steht im Einklang mit Ausführungen anderer Autoren zum Thema (SPIECKER 2007).

Vor dem Hintergrund der Diskussionen um waldbauliche Möglichkeiten zur Erhöhung der Einzelbaumvitalität sind die Teilergebnisse zur Beziehung zwischen relativer Kronengröße und Laubverlust beziehungsweise Kronenstruktur von Bedeutung. Die relativ schwachen, aber deutlich signifikanten Rang-Korrelationen belegen, dass bei gleichem BHD Bäume mit größeren Kronen durchschnittlich bessere Werte für beide Vitalitätsparameter aufweisen. Eine frühzeitige Kronenpflege bei relativ großen Standräumen zur Herausbildung breiter Kronen kann demnach den Kronenzustand fördern und somit zu höherer Stabilität gegenüber nachteiligen Witterungseinflüssen und biotischen Schäden beitragen. Die statistischen Beziehungen zwischen Kronenstruktur und relativem Zuwachs weisen außerdem darauf hin, dass vitalere Kronen mit höheren Zuwächsen gekoppelt sind. Obwohl dies auf einzelnen Flächen auch für den Parameter Kronenverlichtung gilt, sind dessen Zusammenhänge zum Zuwachs etwas schwächer, wofür unter anderem die angesprochene kurzfristige Veränderlichkeit der Werte und die Vielzahl möglicher Ursachen für Laubverluste verantwortlich sein könnten. Methodisch werden großkronige Bäume in beiden Verfahren nicht bevorzugt, so dass systematische Einflüsse auszuschließen sind. Die Analyse kausaler Zusammenhänge zwischen den untersuchten Parametern war nicht Gegenstand der vorgestellten Studie.

Zusammenfassung

Die eingangs gestellten Forschungsfragen lassen sich zusammenfassend wie folgt beantworten:

- (1) Die jährliche Ansprache des Kronenzustands von Trauben-Eichen sowohl im Sommer- als auch im Winterzustand belegt für die vergangenen fünf Jahre zum einen für die Kollektive auf den Versuchsflächen eine deutliche Verbesserung des mittleren Laubverlusts und der Verzweigungsstruktur in der Krone. Zum anderen sind deutliche Unterschiede zwischen den Niveaus der untersuchten Bestände zu erkennen, deren Ursachen in ihrer Geschichte, der genetischen Herkunft oder verschiedenen Standortfaktoren liegen könnten, aber nicht befriedigend geklärt wurden. Auf allen Flächen herrschen statistisch signifikante Beziehungen zwischen den Ergebnissen der beiden Verfahren, im Mittel aller Flächen sowie der Jahre 2006-2008 liegen sie bei $R = 0,48$.
- (2) Zwischen dem Kronenzustand und dem Zuwachsverhalten der Bäume bestehen auf den einzelnen Flächen schwache, aber meist signifikante Abhängigkeiten. Demnach weisen Eichen mit geringeren Vitalitätswerten auch vergleichsweise niedrige Kreisflächen-Zuwächse auf. Der Zusammenhang ist etwas deutlicher für den Winter-Kronenzustand als für die Laubverlusteinschätzung im Sommer. Im Modell von "*growth or defence*" befinden sich die Bestände also einheitlich im Bereich der Phase I mit steigendem Zuwachs bei zunehmender Vitalität. Weiterhin bestehen positive Korrelationen zwischen der relativen Kronenfläche und den Vitalitätsparametern: Großkronige Bäume waren tendenziell als vitaler einzustufen als Bäume mit gleichem BHD, aber kleinerer Krone.
- (3) Die geografische Lage der Versuchsflächen ist ohne erkennbaren Einfluss auf die Differenzen in den Vitalitätsparametern und Zuwachswerten zwischen den einzelnen Beständen. Von West nach Ost steigt lediglich die Korrelation zwischen den Ergebnissen der beiden Kronenanspracheverfahren, die anderen Größen und auch die Beziehungen zwischen ihnen zeigen keinen räumlichen Trend. Als mögliche Erklärung lässt sich anführen, dass einerseits die Nährstoff- und die Bodenwasserausstattung auf allen Flächen annähernd gleich sind, andererseits ist die klimatische Differenzierung weder so stark noch so einheitlich am Gradienten ausgerichtet, wie dies bei der Versuchsplanung vorgesehen war.

Literatur

- Beck, W. 2010: Auswirkungen von Trockenheit und Hitze auf den Waldzustand in Deutschland - waldwachstumskundliche Ergebnisse der Studie im Auftrag des BMELV. In: Nagel, J. (Hg.): Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde: Beiträge zur Jahrestagung Körbecke 2010: 56–65.
- De Martonne, E. 1926: Une nouvelle fonction climatologique: l'indice d'aridité (Eine neue klimatologische Funktion: Der Ariditätsindex). *La Météorologie* **2**: 449-458.
- Dobbertin, M. 2005: Tree growth as indicator of tree vitality and of tree reaction to environmental stress: a review. *European Journal of Forest Research* **124** (4): 319–333.

- Eichhorn, J.; Szepesi, A.; Ferretti, M.; Durrant, D.; Roskams, P. 2006: Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests. Part II: Visual Assessment of Crown Condition. Hamburg.
- Gorczyński, W. 1920: Sur le calcul du degré de continentalisme et son application dans la climatologie. (Über die Berechnung des Kontinentalitätsgrades und seine Anwendung in der Klimatologie). *Geografiska Annaler* (2): 324–331.
- Hermis, D. A.; Mattson, W. J. 1992: The Dilemma of Plants: To Grow or Defend. *The Quarterly Review of Biology* **67** (3): 283–335.
- Kallweit, R. 2006: Die Entwicklung des Kronenzustandes der Eichen seit Beginn der Waldschadenserhebung. In: MLUR (Hg.): Aktuelle Ergebnisse und Fragen zur Situation der Eiche und ihrer Bewirtschaftung in Brandenburg. Potsdam, Eberswalde: hendrik Bäßler Verlag (Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, **25**): 49–58.
- Kätzel, R. 2003: Biomarker als Indikatoren des Vitalitätszustandes der Gemeinen Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) im nordostdeutschen Tiefland. Habilitation. Dresden/Tharandt. TU Dresden.
- Kätzel, R.; Löffler, S.; Möller, K.; Heydeck, P.; Kallweit, R. 2006: Das Eichensterben als Komplexkrankheit. In: MLUR (Hg.): Aktuelle Ergebnisse und Fragen zur Situation der Eiche und ihrer Bewirtschaftung in Brandenburg. Potsdam, Eberswalde: hendrik Bäßler Verlag (Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, **25**): 94–96.
- Körper, F.; Paar, U.; Kirchoff, A.; Gawehn, P.; Eichhorn, J. 1999: Winteransprache zur Erfassung der Kronenstruktur bei Alteichen. *AFZ/DerWald* **54** (7): 357–360
- MIL – Ministerium für Infrastruktur und Landwirtschaft des Landes Brandenburg 2011: Waldzustandsbericht 2010 der Länder Brandenburg und Berlin. Potsdam und Berlin: Selbstverlag.
- Roloff, A. 1993: Kronenentwicklung und Vitalitätsbeurteilung ausgewählter Baumarten der gemäßigten Breiten. Zweite, unveränderte Aufl. Frankfurt am Main (Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, **93**).
- Roloff, A.; Klugmann, K. 1997: Ursachen und Dynamik von Eichen-Zweigabsprüngen. Dresden/Tharandt. (Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt/Contributions to Forest Sciences, **1**).
- Schröder, J.; Löffler, S.; Michel, A.; Kätzel, R. 2009a: Genetische Differenzierung, Zuwachsentwicklung und Witterungseinfluss in Mischbeständen von Trauben-Eiche und Kiefer. *Forst und Holz* **64** (3): 18–26.
- Schröder, J.; Michel, A.; Kätzel, R.; Degenhardt, A. 2009b: Bestand und Bewirtschaftung. In: Elmer, M.; Kätzel, R.; Bens, O.; Bues, C. -T; Sonntag, H.; Hüttl, R. F. (Hg.): Nachhaltige Bewirtschaftung von Eichen-Kiefern-Mischbeständen. München: oekom, S. 45–65.
- Schröder, J.; Beck, W. 2009: Risikoabschätzung durch witterungsbasierte Modelle für Eiche und Kiefer in Nordostdeutschland. In: Nagel, J. (Hg.): Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde: Beiträge zur Jahrestagung. Ascona 2009: 104–113.
- Spiecker, H. 1991: Zur Steuerung des Dickenwachstums und der Astreinigung von Trauben- und Stieleichen (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl. und *Quercus robur* L.). Stuttgart (Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg, **72**).
- Spiecker, H. 2007: Zur Steuerung des Dickenwachstums und der Astreinigung wertvoller Trauben- und Stieleichen (*Quercus petraea* [Matt.] Liebl. und *Quercus robur* L.). In: Dong, P. H. (Hg.): Eiche im Pfälzerwald. Trippstadt (Mitt. aus der Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft Rheinland-Pfalz): 78–95.
- Succow, F.; Schröder, J.; Bäucker, E.; Elmer, M.; Frommhold, H.; Lange, M. 2009: Grundlagen und Forschungsfragen. In: Elmer, M.; Kätzel, R.; Bens, O.; Bues, C. -T; Sonntag, H.; Hüttl, R. F. (Hg.): Nachhaltige Bewirtschaftung von Eichen-Kiefern-Mischbeständen. München: oekom, S. 17–29.
- Thomas, F. M.; Blank, R.; Hartmann, G. 2002: Abiotic and biotic factors and their interactions as causes of oak decline in Central Europe. *Forest Pathology* **32**: 277–307.
- Weisstein, Eric W. 2011: Spearman Rank Correlation Coefficient. / Wilcoxon Rank Sum Test. From MathWorld – A Wolfram Web Resource. <http://mathworld.wolfram.com/SpearmanRankCorrelationCoefficient.html> / <http://mathworld.wolfram.com/WilcoxonRankSumTest.html> (16.08.2011)

Zuwachsresilienz von *Abies alba* Mill. und *Picea abies* (L.) Karst bei Trockenstress im Vergleich

Enno Uhl

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

Summary

Although the proportion of Silver fir only amounts for 2% within the tree species distribution in Bavaria it grows on various sites. That reveals its high plasticity concerning growth conditions. Furthermore, recently Silver fir is discussed as an alternative to Norway spruce concerning its higher ability to cope with drought events. With this comparative study we investigate Silver fir and Norway spruce along an ecological gradient to contribute to the questions (i) what is the relation in productivity between both species, (ii) do both species show differences in growth resilience due to drought events and (iii) do site conditions effect both productivity and growth resilience? At least for the last 10 preceeding years Silver fir shows a higher productivity and crown efficiency than spruce. Growth reaction on drought seems to be dependent on the generell predisposition of Silver fir. While in 1976 as Silver growth suffered from influence of pollutants growth depression was higher and recovery slower whereas in 2003 Silver fir topped Norway spruce in being more adaptive to drought event.

Einleitung

Die Baumart Tanne (*Abies alba* Mill.) nimmt mit 2% lediglich einen geringen Anteil an der Baumartenzusammensetzung in Bayern ein. Auch wenn die Verteilung der Tanne regionale Schwerpunkte aufweist, stockt die Tanne aber in nahezu allen Wuchsregionen Bayerns und belegt damit ihre breite Standortamplitude. Gegenwärtig wird die Tanne aufgrund ihrer Eigenschaften als klimatolerante Baumart diskutiert und als mögliche Kompensation in ertragsgeschwächten und gefährdeten Fichtenbeständen ins Spiel gebracht. Angeführt wird insbesondere die höhere Trockenresistenz der Tanne gegenüber der Fichte. Durch Zuwachsanalysen in Mischbeständen aus Fichte und Tanne entlang eines standörtlichen und klimatischen Gradienten in Bayern soll hierzu ein Beitrag geleistet werden. Im Rahmen der Studie werden beide Baumarten jeweils vergleichend hinsichtlich Produktivität und Zuwachsresilienz gegenübergestellt. Zentrale Fragen der Analyse sind: (i) welche Produktivitätsrelation bestehen zwischen Fichte und Tanne? (ii) unterscheiden sich beide Baumarten hinsichtlich eines Zuwachsrückgangs bzw. einer –erholung nach extremen Trockenjahren? (iii) sind Produktivität und Resilienzrelation je nach Standort unterschiedlich ausgeprägt.

Material und Methoden

Für die vorliegende Untersuchung wurden ältere Mischbestände aus Fichte und Tanne herangezogen. Die Auswahl der Versuchsbestände stützte sich auf Daten der permanenten Stichprobeninventur der Bayerischen Staatsforsten. Aus dem Datensatz wurden Stichprobenpunkte gefiltert, die einen grundflächenbezogenen Anteil an Fichte und Tanne von mindestens 90% sowie einen Durchmesser des Grundflächenmittelstammes von mehr als 40 cm aufwiesen. Die so gefilterten Stichprobenpunkte wurden nach Standortparametern stratifiziert, um einen ökologischen Gradienten von feucht und gut nährstoffversorgt bis trocken und schwach nährstoffversorgt abbilden zu können. Insgesamt wurden 6 Klassen ausgeschieden, wobei die Nährstoffsituation in arm und reich differenziert wurde, die Wasserversorgung in 3 Stufen (trocken, mittel, feucht) untergliedert wurde. Die Stratifizierung erfolgte anhand der vorhandenen Standortkartierung in Verbindung mit Klimadaten. Dabei wurde die Nährstoffsituation direkt aus der Standortsziffer abgegriffen, die Wasserhaushaltsstufe aus der Standortkartierung wurde anhand der Klimadaten (Niederschlag und Temperatur in der Vegetationsperiode) vom Deutschen Wetterdienst abgeglichen. Stichprobenpunkte mit Widersprüchen zwischen Wasserhaushaltsstufe aus der Standortkartierung und Klimadaten (beispielsweise "sehr frisch" bei Niederschlägen unter 540 mm) blieben unberücksichtigt. Nach Kontrolle der Bestände vor Ort, bei der insbesondere überprüft wurde, ob beide Baumarten ausreichend, in Einzelmischung und im Oberstand vorhanden sind, wurden je Standortstyp 2 Bestände ausgewählt. Zusätzlich wurde ein benachbarter Bestand zu einer bestehenden Versuchsfläche des langfristigen ertragskundlichen Versuchswesens einbezogen, sodass insgesamt 13 Bestände beprobt wurden (Abbildung 1 und Tabelle 1).

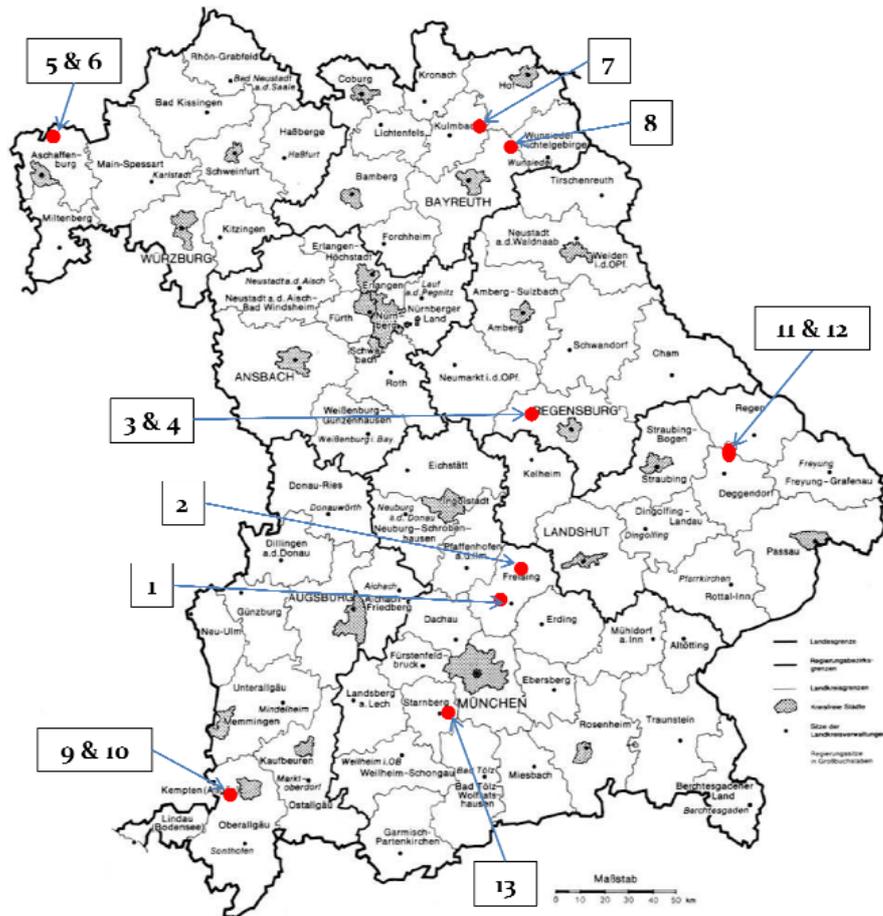


Abb. 1: Übersichtskarte Bayern mit Lage der Probestellen

Tab. 1: Standörtliche Übersicht der beprobten Versuchsbestände

Nummer	Stratum	Forstbetrieb	Wuchsgebiet	Höhe ü NN	Standortseinheit
1	reich/ trocken	Freising	12.8 Oberbayerisches Tertiärhügelland	500 m	101
2	arm/ trocken	Freising	12.8 Oberbayerisches Tertiärhügelland	485 m	011
3	reich/ mittel	Kehlheim	6.2 Südliche Frankenalb	495 m	827
4	arm/ mittel	Kehlheim	6.2 Südliche Frankenalb	490 m	317
5	arm/ mittel	Heigenbrücken	2.2/2 Buntsandsteinspessart	470 m	002
6	reich/ mittel	Heigenbrücken	2.2/2 Buntsandsteinspessart	440 m	102
7	reich/ trocken	Nordhalben	8.1 Frankenwald	450 m	261
8	arm/ trocken	Fichtelberg	8.3 Fichtelgebirge	870 m	010
9	reich/ frisch	Sonthofen	14.3 Schwäbische Jungmoräne	900 m	244
10	arm/ frisch	Sonthofen	14.3 Schwäbische Jungmoräne	900 m	908
11	reich/ frisch	Bodenmais	11.2 Östl. Vorderer Bayer. Wald	820 m	053
12	arm/ frisch	Bodenmais	11.2 Östl. Vorderer Bayer. Wald	930 m	033
13	reich/ frisch	Bad Tölz	14.4/1 Oberbayerische Jungmoräne	650 m	103

Pro Versuchsbestand wurden jeweils sechs Fichten sowie sechs Tannen beprobt. Das Messprogramm umfasste die Erhebung des Brusthöhedurchmessers, der Baumhöhe, der Höhe des Kronenansatzes, der Kronenprojektionsfläche durch Ablotung der maximalen Kronenausdehnung in den vier Haupthimmelsrichtungen sowie einer Winkelzählprobe pro Baum mit Zählfaktor 4 als Konkurrenzmaß. Zusätzlich wurden pro Baum zwei Bohrkern in 1,3 m Höhe bei 45° und 135° entnommen. Die geschliffenen Bohrkern wurden an einem Messtisch LINTAP mit Hilfe der Software TSAPWin der Firma RINNTECH ausgewertet. Die Synchronisation der Jahrringfolgen pro Standort und Baumart erfolgte mit dem Programm COFECHA (Holmes, 1983). Da Bohrungen bis ins Mark geführt wurden, konnte das Alter der einzelnen Bäume bestimmt werden.

Tab. 2: Ausgewählte Kennwerte der gemessenen Bäume pro Versuchsbestand

Plot	Alter [a]		BHD [cm]		Höhe [m]	Oberhöhen- bonität [m]
			Mittelwert			
	Fichte	Tanne	Fichte	Tanne	Fichte	Tanne
1	76	80	46.37	54.53	32.0	34.4
	61 - 90	79 - 81	34,6 - 55,2	41,5 - 66,8	28,6 - 36,3	32,1 - 36,0
2	104	125	49.67	53.33	36.9	33.8
	99 - 109	119 - 132	42,0 - 63,0	46,0 - 67,0	31,4 - 40,3	30,7 - 37,1
3	76	76	50.83	56.67	31.8	29.4
	60 - 96	64 - 82	40,0 - 63,0	47,0 - 71,0	28,8 - 37,4	19,2 - 31,9
4	113	113	52.00	56.83	29.9	30.4
	82 - 133	102 - 121	43,0 - 61,0	45,0 - 65,0	25,8 - 33,7	28,4 - 33,5
5	88	105	55.50	77.67	32.1	32.0
	85 - 92	100 - 107	49,0 - 65,0	66,0 - 89,0	30,4 - 33,4	27,4 - 35,8
6	90	101	59.83	61.17	32.2	33.4
	85 - 94	95 - 106	53,0 - 70,0	48,0 - 75,0	25,6 - 35,2	29,7 - 35,8
7	137	151	60.97	62.60	37.3	34.4
	121 - 162	133 - 158	54,5 - 71,1	54,1 - 71,5	33,9 - 40,3	32,7 - 40,2
8	102	110	61.12	57.58	29.2	26.5
	70 - 136	70 - 141	57,9 - 64,0	47,0 - 69,9	26,3 - 32,3	23,0 - 30,8
9	107	109	66.07	65.10	40.1	37.9
	100 - 112	104 - 115	63,7 - 68,0	57,3 - 73,0	37,6 - 43,5	36,0 - 40,0
10	147	121	67.03	65.15	33.5	31.9
	99 - 168	93 - 161	56,9 - 75,5	51,8 - 88,5	31,7 - 36,0	25,7 - 38,5
11	128	124	67.93	74.12	35.1	34.5
	119 - 135	119 - 133	56,0 - 76,6	63,0 - 91,7	32,5 - 36,7	32,5 - 38,0
12	137	133	64.10	65.52	30.6	29.4
	130 - 148	125 - 143	52,8 - 73,3	54,1 - 81,5	29,1 - 33,9	26,8 - 33,4
13	122	131	59.02	58.43	35.6	34.9
	107 - 131	119 - 142	56,6 - 61,8	51,2 - 73,0	33,1 - 38,1	33,0 - 38,4
Mittel	110	114	58.5	62.2	33.56	32.53
	60 - 168	64 - 161	34,6 - 76,6	41,5 - 91,7	25,6 - 43,5	19,2 - 40,2

Die Analysen zur Einzelbaumproduktivität und Standraumeffizienz stützen sich auf den Biomassezuwachs der vergangenen 10 Jahre (2000-2009). Hierbei wird unterstellt, dass die Kronenschirmfläche als Maß für den Standraum sich in diesem Zeitraum nicht wesentlich verändert hat. Die für die Volumenberechnung notwendige Höhenentwicklung wurde bei der Fichte über die Ertragstafel von ASSMANN und FRANZ (1965), bei der Tanne über die Ertragstafel von HAUSSER (1956) abgegriffen. Die Durchmesserentwicklung ergab sich aus der Jahrringanalyse. Die oberirdische Biomasse in m³ wurde über Durchmesser und Höhe mit Hilfe der Baumholz-Massentafel von GRUNDNER und SCHWAPPACH (1952) berechnet und der spezifischen Holzdicke in kg umgerechnet. Die Einzelbaumproduktivitäten wurden mittels Varianzanalyse auf signifikante Unterschiede im Hinblick auf Baumart, Versuchsbestand und deren Wechselwirkung geprüft.

Generelle Unterschiede zwischen beiden Baumarten hinsichtlich Zuwachs (Formel 1) bzw. Standraumeffizienz (Formel 2) wurden jeweils mittels eines gemischten linearen Modells getestet. Die Standraumeffizienz ergab sich aus dem Verhältnis zwischen Zuwachs und Standfläche.

$$ibm_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot s_{ij} + \beta_2 \cdot ba_{ij} + \beta_3 \cdot s_{ij} * ba_{ij} + b_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

i, j: Indizes für Versuchsbestand bzw. Baum

ibm: zehnjähriger Biomassezuwachs eines Baumes

β_0 - β_3 : Parameter für fixe Effekte

s: Kronenschirmfläche

ba: Baumart (0: Fichte, 1: Tanne) *** so oder umgekehrt? ***

b_i : Zufallseffekt auf Plot-Ebene

ε_{ij} : Residuen

$$seff_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot s_{ij} + \beta_2 \cdot ba_{ij} + \beta_3 \cdot s_{ij} * ba_{ij} + b_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

seff: Standraumeffizienz über zehn Jahre

Für die Untersuchung der Zuwachsresilienz wurden die Weiserjahre 1976 und 2003 herangezogen. Aus jeweils fünf Jahren vor und fünf Jahren nach dem Weiserjahr wurden Zuwachsperioden gebildet und ein durchschnittlicher Jahrringzuwachs berechnet. Das jeweiligen Extremjahr wurde als eigene Zuwachsperiode betrachtet. Die Zuwächse innerhalb der drei Perioden pro Extremereignis wurden varianzanalytisch daraufhin geprüft, ob sich die Perioden unterscheiden und ob es Unterschiede zwischen den Bauarten bzw. Standorten existieren. Sofern der globale Test einen signifikanten Einfluß anzeigte, wurde post hoc mit dem Tukey HSD-Test auf Detailunterschiede getestet.

Aufgrund der Kürze der verwendeten Perioden wurde angenommen, dass der Altertrend keine Rolle spielt, sodass Jahringwerte ungeglättet verwendet wurden.

Die Standortgüte wurde für die Varianzanalyse als ordinale Variable definiert. Die Standortgüte wurde über die Oberhöhenbonität nach ASSMANN und FRANZ (1965) bewertet, wobei diese Tafel auch für die Tanne angewendet wurde. Die Oberhöhen wurden in drei Klassen eingeteilt. Oberhöhen unter 30 m wurden als schlechte, zwischen 30 m und 34 m als mittlere und Oberhöhen größer als 34 m als gute Standorte klassifiziert.

Ergebnisse

Zuwachs und Standraumeffizienz

Durch die sich nicht überlappenden notches in Abbildung 2 deuten sich auf Basis der Versuchsbestände (plots) signifikante Unterschiede im Biomassezuwachs zwischen Tanne und Fichte an. Die Varianzanalyse zeigt einen im Durchschnitt um 210 kg höheren Zuwachs der Tanne im Zeitraum von 2000 bis 2009. Der nachgezogene post hoc Test identifiziert signifikante Unterschiede zwischen den Baumarten auf einzelnen Versuchsbeständen. Dies gilt für zwei Versuchsbestände im Buntsandsteinspessart mit mittlerer Wasserversorgung jedoch unterschiedlicher Nährstoffversorgung nach Standortkartierung (plot: 5 mit ca. 550 kg Mehrzuwachs bei Tanne; plot 6 mit ca. 300 kg Mehrzuwachs bei Tanne). Die baumartenunabhängigen Zuwächse auf den einzelnen plots unterschieden sich ebenfalls höchst signifikant. Die Bonität als Maß für die Standortgüte zeigte hingegen keinen Einfluss auf den Zuwachs. Hier schlagen sich scheinbar Standortfaktoren im Zuwachs nieder, die sich nicht in der Oberhöhe widerspiegeln.

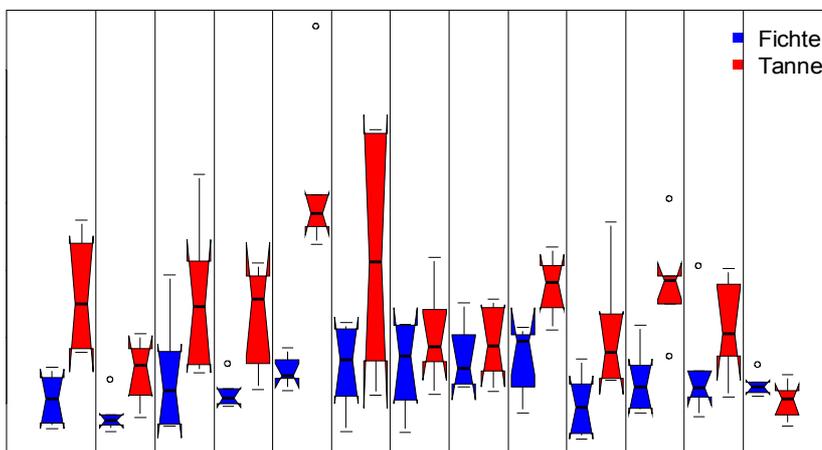
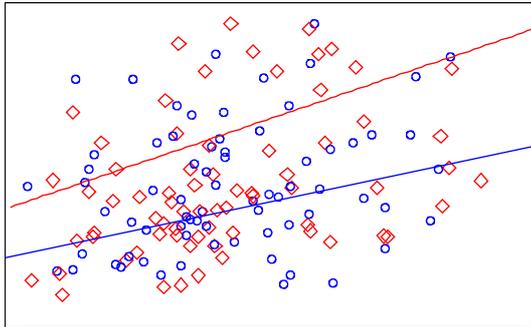


Abb.2 : mittlerer 10-jähriger Biomassezuwachs von Fichte (jeweils links) bzw. Tanne (jeweils rechts) pro Versuchsbestand, dargestellt als boxplot mit notches

Beide Baumarten steigern ihren Zuwachs mit zunehmender Schirmfläche signifikant, wobei der in Abbildung 3 angedeutete Unterschiede zwischen den Baumarten nicht signifikant ist. Pro zusätzlichem m² Schirmfläche werden etwa 3,5 kg mehr oberirdische Biomasse gebildet.



gemischtes lineares Modell:

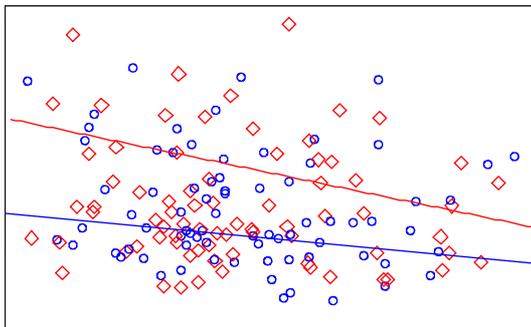
$$ibm_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot s_{ij} + \beta_2 \cdot ba_{ij} + \beta_3 \cdot s_{ij} * ba_{ij} + b_i + \varepsilon_{ij}$$

fixe Effekte

	value	std. Error	p-value
intercept	118.999	66.794	0.077
s	3.509	1.433	0.0156 *
ba	68.187	81.007	0.3945
s:ba	2.244	1.701	0.1892

Abb. 3: links: Zehnjähriger Zuwachs pro Standraum für Tanne (\diamond bzw. gestrichelt) und Fichte (\circ bzw. durchgezogene Linie); rechts: Regressionsergebnisse

Deutliche Unterschiede zwischen Tanne und Fichte bestehen in der Ausnutzung des Standraumes. Bei gleichem Standraumangebot leistet die Tanne mehr als die Fichte, der Niveauunterschied ist höchst signifikant. Der Unterschied beläuft sich auf etwa 7 kg Mehrzuwachs bei Tanne bei gleicher Schirmfläche. Die Effizienz selber ist vom Standraum unabhängig (Abbildung 4).



gemischtes lineares Modell:

$$seff_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot s_{ij} + \beta_2 \cdot ba_{ij} + \beta_3 \cdot s_{ij} * ba_{ij} + b_i + \varepsilon_{ij}$$

fixe Effekte

	value	std. Error	p-value
intercept	8.691	1.591	0.0000 ***
seff	-0.052	0.034	0.1298
ba	7.138	1.945	0.0003 ***
seff:ba	-0.06	0.041	0.1449

Abb.4 : links: Standraumeffizienz in den letzten zehn Jahren für Tanne (\diamond bzw. gestrichelt) und Fichte (\circ bzw. durchgezogene Linie); rechts: Regressionsergebnisse

Langjähriger Jahrringverlauf

Die letzten zehn Jahre repräsentieren nur einen kurzen Ausschnitt der Zuwachsverläufe der beprobten Bäume. Im langjährigen Verlauf zeigen die Tannen und Fichten ab ca 1890 eine vergleichbare Oszillation der Jahrringbreiten (Abbildung 5, oben), wobei die Tanne ein etwas höhere Niveau aufweist (Abbildung 5, unten). Hierzu wurde der jährliche Jahrringzuwachs der Tanne an dem der Fichte referenziert. Ab etwa Mitte der 1950er Jahre fällt die Tanne dann deutlich hinter die Fichte zurück. Diese Periode hält bis etwa 1985 an. Danach steigert die Tanne ihren Jahreszuwachs deutlich, die Fichte bleibt in etwa auf dem gleichen Niveau wie bisher. Bei beiden Baumarten sind die Zuwachsrückgängen in den Trockenjahren 1976 und 2003 klar ausgeprägt.

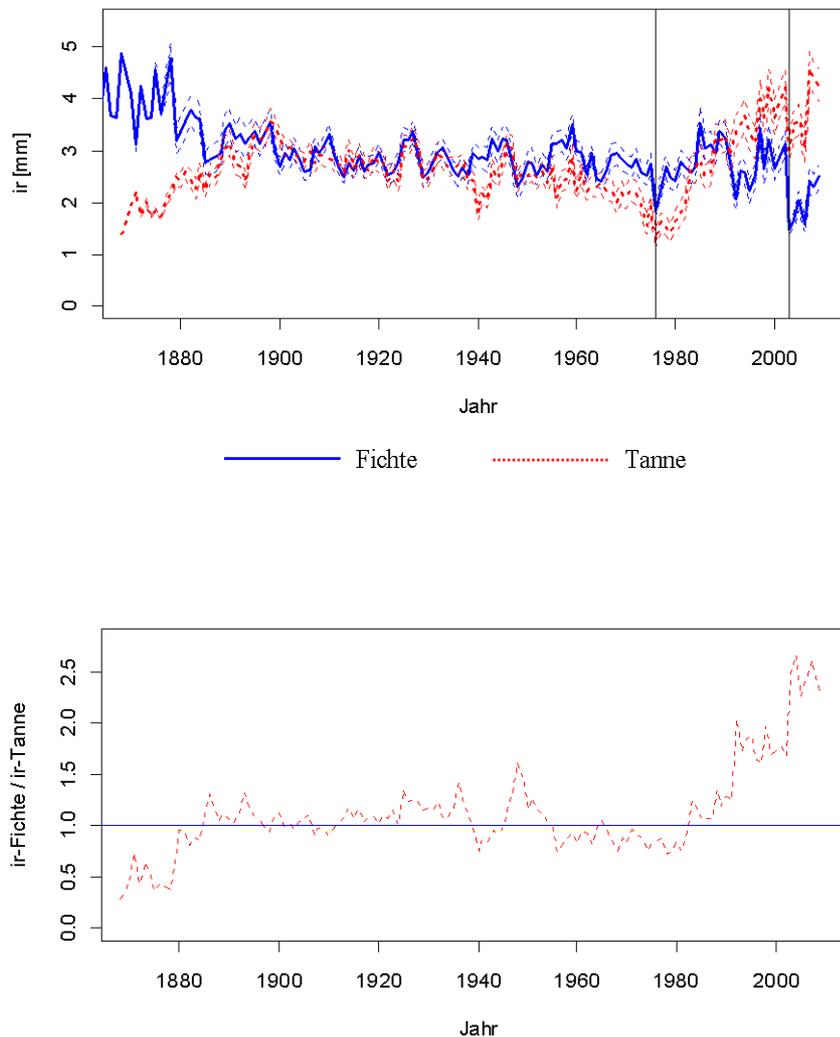


Abb. 5: Absoluter gemittelter Zuwachsverlauf für Tanne und Fichte mit jeweils zweifacher Standardabweichung (oben) und Zuwachsverlauf der Tanne referenziert am Verlauf der Fichte (unten). Die Trockenjahre 1976 und 2003 sind durch senkrechte Linien markiert.

Zuwachsreaktion auf Extremereignisse

Grundsätzlich zeigen die Baumarten Tanne und Fichte in den Perioden um das Extremjahr 1976 (1971 – 1975, 1976, 1977 – 1981) höchst signifikante Unterschiede im Zuwachs. Auch wenn die Varianzanalyse insgesamt keine Signifikanz in der Wechselwirkung zwischen Baumart und Periode zeigen, bringt der post hoc Test für die Baumarten im Periodenvergleich entsprechende signifikante Unterschiede. Auch zwischen den Zuwachsperioden bestehen allgemein höchst signifikante Unterschiede. Für die Fichte ergibt sich hierbei jeweils eine Signifikanz im Vergleich des Zuwachses der Periode vor 1976 mit 1976 sowie der Periode nach 1976 mit 1976. Hingegen bestehen keine Unterschiede zwischen Vor- und Nachperiode. Für die Tanne besteht lediglich ein signifikanter Unterschied im Zuwachsverhalten zwischen der Vorperiode und dem Extremjahr. Die Fichte scheint sich demnach auf annähernd gleichem Zuwachsniveau wie vor dem Trockenjahr zu erholen, die Tanne erreicht dies nicht. Der Standort in Form der Bonitätsklasse erbringt einen statistisch höchst signifikanten Zusammenhang zum Zuwachs, wobei global bessere Bonitäten jeweils einen höheren Zuwachs gegenüber schlechteren Bonitäten zeigen. Im Einzelvergleich zeigt die Fichte je Bonitätsklasse einen signifikant höheren Jahrringzuwachs als die Tanne (ca. 1,0 mm bei "gut", ca. 0,6 mm bei "schlecht").

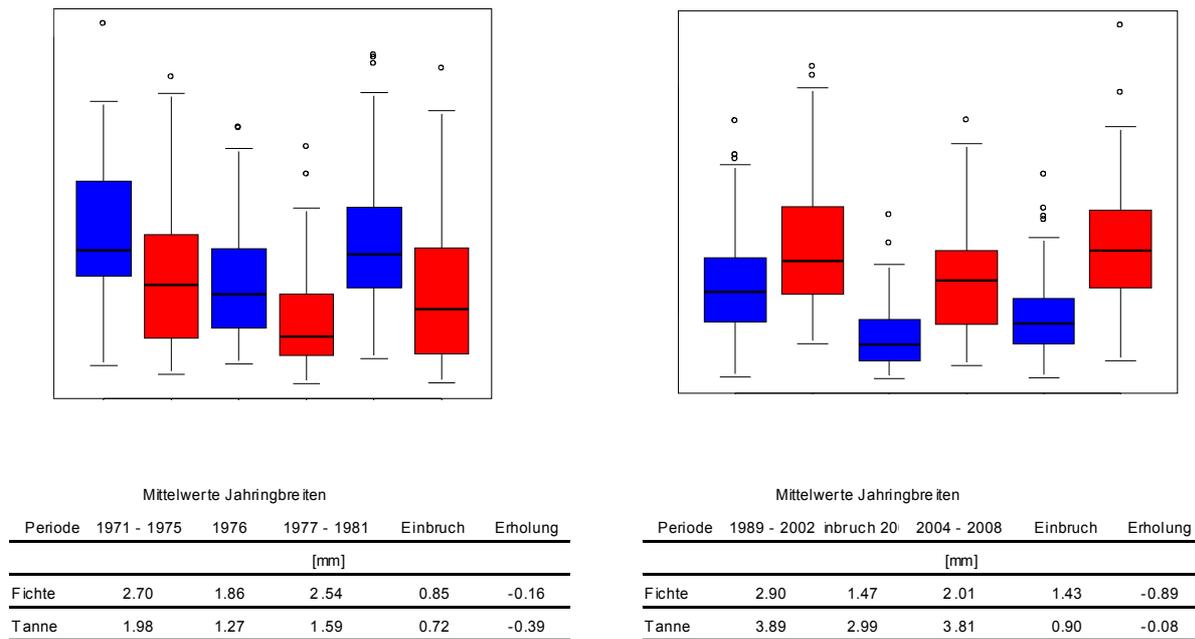


Abb. 6: Verteilung der Jahringbreiten für Tanne (20) und Fichte (10) in den einzelnen Zuwachsperioden als Boxplot (oben) und Mittelwerte (unten) für die Trockenjahre 1976 (links) und 2003 (rechts)

Im Unterschied zu 1976 erbringt die Varianzanalyse für das Jahr 2003 (ausgeschiedene Zuwachsperioden: 1998 – 2002, 2003, 2004 – 2008) zwar auch höchst signifikante Unterschiede im Zuwachs zwischen den beiden Bauarten sowie zwischen den einzelnen Zuwachsperioden, die Bonität zeigt hingegen keine Signifikanz. Zusätzlich wirkt die Wechselwirkung zwischen Baumart und Periode signifikant. Der post hoc Test gliedert die Unterschiede im Zuwachsverhalten der beiden Baumart feiner auf. Die Fichte bricht im Zuwachs signifikant ein und kann sich in den fünf Jahren nach 2003 nicht mehr auf das Niveau von vorher erholen. Die Tanne geht im Zuwachs 2003 zwar auch signifikant zurück, sie kann sich aber in den folgenden fünf Jahren deutlich erholen und erreicht ihr Vorniveau. Der Unterschied im jährlichen Zuwachs zwischen Tanne zu Fichte steigt von ca. 1 mm Jahringbreite (vor 2003) auf durchschnittlich 1,8 mm nach 2003. Bezogen auf Bonitätsklassen wächst die Tanne jeweils signifikant besser als die Fichte, wobei der Unterschied von guter zu schlechter Bonität abnimmt. Erstaunlich ist, dass die Fichte bei geringerer Standortgüte etwas besser wächst als auf besserer. Die Tanne verhält sich hier umgekehrt. Beide Befunde zeigen allerdings keine Signifikanz.

Diskussion

Die Untersuchung zielte darauf Produktivität von Tannen und Fichten in Mischbeständen sowie ihr Zuwachsverhalten insbesondere bei Extremereignissen auf verschiedenen Standorten vergleichend zu analysieren. Es wurde versucht gleichartige Mischbestände zu beproben. Das Kriterium Gleichheit in der Dimension konnte pro Versuchsbestand annähernd erzielt werden. Unterschiede bestehen allerdings zwischen den einzelnen Versuchsbeständen. So reicht die Altersspanne der untersuchten Probestämme von 60 bis 168 Jahren. Auch die Durchmesserspanne ist mit 35 cm bis 92 cm (BHD) relativ groß. Unterschiede im Zuwachsverhalten bzw. in der Produktivität können deshalb durch einen Alterseffekt beeinflusst sein.

Desweiteren wurde versucht, durch die Versuchsbestände einen ökologischen Standortgradienten abzubilden, um mögliche Einflüsse des Standorts auf das Zuwachsverhalten aufzudecken. Es zeigte sich, dass die Klassifizierung nach Angaben der Standortkartierung in Verbindung mit Klimakennwerten regionale Unterschiede nicht adäquat abbilden. Die getroffene Zuweisung der einzelnen Versuchsbestände zu den Straten zeigt bei der statistischen Analyse der Produktivität kein konsistentes Bild. Jedoch bestehen zwischen den verschiedenen Beständen klare Unterschiede im Zuwachs. Auch die Verwendung der Oberhöhenbonität als Maß für die Standortgüte zeigte keinen signifikanten Zusammenhang mit der Produktivität.

Mit der gegebenen Altersspanne liegen die untersuchten Tannen in einem Altersspektrum der gemäß der Ertragstafel nach HAUSSER (1956) einen höheren Zuwachs der Tanne gegenüber der Fichte aufweist. Die Kulmination des laufenden Zuwachs bei der Tanne liegt demnach bei etwa 70 Jahren, für die Fichte weisen WIEDEMANN (1936) und ASSMANN und FRANZ (1965) den Kulminationspunkt etwa um das Alter 40 aus. Gleichzeitig bleibt die Tanne auf einem höheren Zuwachsniveau, die Fichte lässt schneller nach. Auch bei den untersuchten Tannen zeigt sich über alle Versuchsbestände eine höhere Produktivität als bei der Fichte. Diese Überlegenheit scheint teilweise

durch eine höhere Standraumeffizienz bedingt zu sein, wobei der verfügbare Standraum an sich nicht entscheidend ist. Die höhere Standraumeffizienz läßt sich teilweise durch den höheren Blattflächenindex erklären.

Der langjährige Zuwachstrend beider Baumarten in vorliegender Studie deckt sich mit dem anderen Untersuchungen. WILSON und ELLING (2004) zeigen beispielsweise anhand einer vergleichenden Untersuchung zwischen Fichte und Tanne im ostbayerischen Raum ebenfalls den hier aufgezeigten Verlauf. Vor 1950 folgen beide Baumarten einer etwa gleichen Zuwachszillation, wobei das Niveau bei der Tanne etwas höher ist. Ab etwa 1950 verläßt bei dieser Untersuchung der Zuwachs der Tanne die langfristige Trendlinie und erreicht in den 1970er Jahren einen vorher nicht erreichten Tiefpunkt. Ab Ende der 1980er Jahre nimmt dann der Zuwachs der Tanne dergestalt zu, dass bereits 1997 ein bisheriger Höchststand erreicht wird.

Die Resilienz beider Baumarten auf Extremereignisse scheint neben der eigentlichen Einflussvariablen von zusätzlichen Prädispositionen beeinflusst zu sein. Insbesondere die Tanne reagiert im Zuwachsverhalten auf die Trockenjahre 1976 und 2003 unterschiedlich. Das Jahr 1976 fällt dabei in eine Phase, in der die Waldbäume einer höheren Schadstoffimmission, beispielsweise durch Schwefel ausgesetzt waren. Insgesamt zeigte die Tanne in dieser Periode einen schlechten Gesundheitszustand. Grundsätzlich scheint die Tanne ansonsten eher weniger anfällig gegenüber Trockenheit wie beispielsweise die Fichte und zeigt eine geringere Zuwachsdepression bei schnellerer Erholung (ZANG, 2010). Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung belegen ein ähnliches Muster, indem im Jahr 2003 die Tanne durch die Trockenheit wesentlich weniger beeinflusst war. Einem Zeitpunkt also, als sich der Gesundheitszustand der Tanne allgemein wieder verbessert hatte.

Danksagung

Wir danken den Bayerischen Staatsforsten für die Erlaubnis zur Beprobung von Tannen und Fichten in ihren Beständen.

Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E. und FRANZ, F. (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 84 J., H. 1, S. 13-43.
- GRUNDNER, F. und SCHWAPPACH, A. (1952): Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Waldbestände. Hrsg. SCHOBER, R., Paul Parey Verlag. 216 S.
- HAUSSER, K. (1956): Tannen-Ertragstafel. In: SCHOBER, R. (Hrsg) (1975): Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J. D. Sauerländer's Verlag. S. 86-97.
- HOLMES, R. L. (1983): Computer-assisted quality control in tree-ring dating and measurement. Tree-Ring Bulletin 43:69–78.
- WIEDEMANN, E. (1936/42): Fichtenertragstafel, mäßige Durchforstung. In: SCHOBER, R. (Hrsg.) (1975): Ertragstafeln wichtiger Baumarten bei verschiedener Durchforstung. Sauerländersverlag, Frankfurt, 154 S.
- WILSON, R. UND ELLING, W. (2004): Temporal instability in tree-growth/climate response in the Lower Bavarian Forest region: implications for dendroclimatic reconstruction. Trees 18:19-28
- ZANG, CH. (2010): Growth reactions of temperate forest trees to summer drought - a multispecies tree-ring network approach. Dissertation, Technische Universität München, 137 S.

Modellierung der Einzelbaummortalität im Hessischen Ried unter besonderer Berücksichtigung von Grundwasserveränderungen

Jörg Ahner und Matthias Schmidt

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

Abstract

Since over 40 years the forests in southwest Hesse (Hessisch Ried) show a poor vitality and a high risk of mortality. The area is subject to several unfavourable effects on tree growth like the kerosin emission by the nearby Frankfurt Airport and outbreaks of several pests like the May beetle. But the extensive withdrawal of groundwater has been assumed to be the key factor that effects tree mortality in this area. Hence, the aim of this investigation is to quantify the effects of several potential factors that determine tree mortality in the Hessisch Ried with a focus on groundwater withdrawal. The data base consists of 130 specific monitoring areas, 2 growth and yield trials and 21 plots of the national forest health monitoring network. Species specific survival-models were developed for oak, beech and pine using an extended version of the *Cox-proportional-hazard-model* that allows for the estimation of effects for time-varying covariates and non-linear model effects applying penalised smoothing splines. The results and a sensitivity analysis that illustrates the effects of varied predictor variables on the survival probability are presented exemplarily for the oak model: Survival probability is increasing with increasing relative dbh, increasing dbh, increasing available water capacity and increasing groundwater level. The survival probability decreases from sandy soils over loam to clay soils and reaches a maximum at a reference groundwater level in 1951 of around 2.5 m below ground.

Einleitung

Die Wälder im Hessischen Ried liegen in unmittelbarer Nähe zum Ballungsraum Rhein-Main. Aufgrund des starken Wirtschaftswachstum in der Metropolregion waren und sind diese Wälder einer zunehmenden und überdurchschnittlichen Umweltbelastung ausgesetzt. Neben einer ansteigenden Luftbelastung scheint sich vor allem die übermäßige Nutzung des Grundwassers negativ auf die Wälder ausgewirkt zu haben (ALTHERR 1971, PRIES et al. 1999). So wurde bereits seit Ende der 1960er Jahre eine erhöhte Mortalität im Vergleich zu anderen hessischen Wäldern beobachtet. Zu Beginn der 1990er Jahre verschärfte sich die Situation durch Orkanshäden, massiven Schwammspinnerbefall und Maikäfergradationen, was in der Folge zum Auflösungsprozess ganzer Waldbestände führte. Auch der Waldzustandsbericht belegt seit 1984 die überdurchschnittlichen Waldschäden in der Region (PAAR et al., 2010). Neben diesen allgemeinen Einschätzungen, die teilweise auf quantitativer Grundlage aber auch gutachterlichen Einschätzungen basieren, fehlten bisher jedoch Ursache-Wirkungs-Analysen. Ziel dieses Beitrages ist es daher, die Effekte der verschiedenen potentiellen Einflussgrößen soweit wie möglich voneinander zu trennen und zu quantifizieren. An der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) wurde zu diesem Zweck ein statistisches Modell zur Prognose von Überlebenszeiten von Einzelbäumen im hessischen Ried parametrisiert. Eine besondere Bedeutung kommt dabei dem potentiellen Effekt der Grundwasserabsenkungen zu: 1) Indizien wie die zeitliche Koinzidenz mit Grundwasserabsenkung deuten auf einen Zusammenhang zur erhöhten Mortalität hin. 2) Der Grundwasserstand ist eine Komponente die relativ kurzfristig mit regionalen Bewirtschaftungsmaßnahmen zu beeinflussen wäre. 3) Wenn ein Zusammenhang zwischen Überlebenszeiten und Grundwasserabsenkungen besteht, kann davon ausgegangen werden, dass der projizierte Klimawandel oder eine weiter intensivierte Wasserentnahme zu einer weiteren Erhöhung der Mortalität führen. 4) Wenn ein Zusammenhang zwischen Überlebenszeiten und Grundwasserabsenkungen besteht, werden Entscheidungsunterstützungssysteme benötigt, die einen Vergleich verschiedener Handlungsoptionen für die Wasserbewirtschaftung unter unterschiedlichen Klimaprojektionen ermöglichen.

Datengrundlage

Das Untersuchungsgebiet umfasst eine Fläche von rund 27.600 ha. Es wird im Norden durch den Main, im Osten durch den Odenwald, im Süden durch die Landesgrenze zu Baden-Württemberg und im Westen durch den Rhein begrenzt (Abb. 1). Als Bodensubstrate treten hauptsächlich Hochflutablagerungen sowie Flug- und Terrassensande auf (RIEBELING und HOCKE 1988). Die Wuchszone wird nach KNAPP (1948) in die zentrale Eichen-Mischwald-Zone eingestuft. Für die Klimaperiode von 1961 – 1990 berechnete SUTMÖLLER (unveröffentl.) eine Jahresmitteltemperatur von $T = 10,1$ °C, eine durchschnittliche jährliche Niederschlagssumme von $N = 771$ mm und eine mittlere potentielle Verdunstung von $potV = 624$ mm/Jahr. Die durchschnittlichen Werte für die forstliche Vegetationszeit vom 1. Mai bis 30. September betragen für das Temperaturmittel $T_{veg} = 16,6$ °C, die Niederschlagssumme $N_{veg} = 371$ mm und für die potentielle Verdunstung $potV_{veg} = -99$ mm. Die tatsächliche Vegetationszeit dauert nach PRIES et al. (1999) i. d. R. von Mitte April bis Mitte Oktober und beträgt somit häufig mehr als 180 Tage.

Als waldwachstumskundliche Datengrundlage standen 130 Forstökologische Weiserflächen, zwei Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt sowie 21 Stichprobenpunkte der Waldzustandserhebung (WZE) zur Verfügung. Die Anlage der Weiserflächen erfolgte zwischen 1976 und 1994 und konzentrierte sich auf die Region Gernsheimer/Jägersburger Wald sowie Bürstädter/Lorscher Wald. Für die Weiserflächen sind die geklumpnte Lage (Abb. 1) und die sehr unregelmäßigen Intervallängen zwischen den einzelnen Aufnahmen (1-19 Jahre) charakteristisch. Die geklumpnte Lage resultiert teilweise in geringen regionalen Gradienten bezüglich des Grundwasserstandes bzw. dessen Veränderungen. Auch wird mit zunehmender Intervallänge die Zuordnung von Absterbeursachen immer schwieriger und eine exakte Datierung des Absterbezeitpunktes auf einzelne Kalenderjahre ist unmöglich. Einige Weiserflächen wurden ohne Schlusssaufnahme aufgrund widriger Umstände (z. B. nach den Windwürfen durch die Winterstürme Vivien und Wiebke 1990/91) aufgegeben. Die vorerst letzte Aufnahme erfolgte auf den meisten Flächen 2010. Die WZE-Flächen wurden 1984 im 4 x 4 km Raster angelegt und werden seit 1994 im jährlichen Rhythmus aufgenommen. Für die drei untersuchten Hauptbaumarten Eiche, Buche und Kiefer wurden die Einzelbaumvariablen 'BHD', 'relativer BHD' in Relation zum Grundflächenmittelstamm und die Standorts- und Bestandesvariablen 'Bodensubstrat', 'nutzbare Feldkapazität', 'Grundwasserstand zu einem Referenzzeitpunkt', 'Grundwasserstand zum Erhebungszeitpunkt', 'Bestandesdichte', 'Dichte der Maikäferengerlinge im Jahr 2009' sowie die

'jährliche Witterung' erfasst und aufbereitet (Tab. 3).

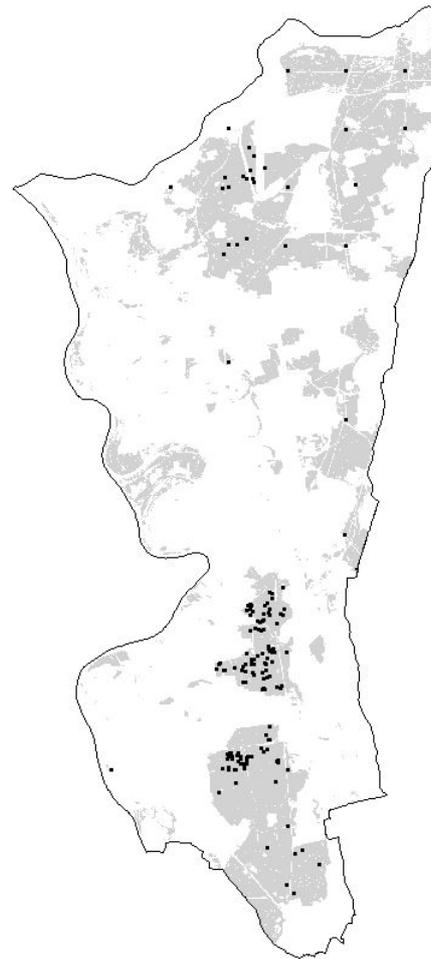


Abb. 1: Lage der Weiser- und Versuchsflächen sowie der WZE-Punkte im Untersuchungsgebiet; (Waldflächen grau hinterlegt).

Die unabhängigen Variablen umfassen somit sowohl zeitlich veränderliche Größen als auch solche, die über der Zeit konstant sind. Die abhängige Variable 'Baumstatus' ist binär und kann die Ausprägungen 'abgestorben' und 'nicht abgestorben' annehmen. Die Ausprägung 'abgestorben' kennzeichnet das Ereignis das untersucht werden soll, nämlich die Mortalität von Einzelbäumen, die auf Wuchs- und Standortbedingungen und deren Veränderungen zurückgeführt werden kann. Reguläre Nutzungen oder aber eine kalamitätsbedingte Mortalität aufgrund von Stürmen werden daher ebenfalls als 'nicht abgestorben' kodiert, da sie nicht unter das definierte Ereignis fallen. Weitere kalamitätsbedingte Ausfälle aufgrund von z. B. Maikäferfraß sind als 'abgestorben' kodiert, da die Daten mit Ausnahme der sturmbedingten Ausfälle und der regulären Nutzungen keine Informationen zu den verschiedenen Ausfallgründen enthalten. Auch ist es kaum möglich, die als Komplex wirkenden Faktoren zu trennen. Die Mortalität kann somit als für das Untersuchungsgebiet spezifische Mortalität bezeichnet werden, die um die sturmbedingten Ausfälle und die regulären Nutzungen bereinigt ist. Dabei werden eventuelle Vorschädigungen durch Standortveränderungen, die z. B. zu einer erhöhten Anfälligkeit gegenüber Sturmwurf führen, vernachlässigt. Wurden dagegen für genutzte Bäume starke Vorschädigungen in den vorangegangenen Aufnahmen dokumentiert, so wurden diese Bäume als 'abgestorben' kodiert. Beispiele dafür sind die Kaft'sche Baumklasse 5 oder die Trockenastklasse 5, die nach einem internen Schlüssel der hessischen Servicestelle für Forsteinrichtung und Naturschutz (ULLRICH, schriftl. Mitteilung) für fast vollständig abgestorbene Kronen vergeben wurde.

Aufgrund der vorzeitigen Aufgabe einiger Flächen, der regulär und kalamitätsbedingt durchgeführten Nutzungen und damit verbundener Unsicherheit bei der Zuordnung vieler fehlender Bäume in die Kategorien 'abgestorben' oder 'nicht abgestorben' (bzw. regulär genutzt), kann davon ausgegangen werden, dass die Anzahl der tatsächlichen Ausfälle insgesamt unterschätzt wurde. Der Datensatz der Eiche weist die höchste Anzahl an Beobachtungen auf (Tab. 1) und deckt auch die größten Datenbereiche für die untersuchten unabhängigen Variablen, insbesondere die Grundwasserstände ab (Tab. 3). Im Folgenden werden daher die Ergebnisse am Beispiel der Eiche beschrieben.

Tabelle 1: Anzahl der aufgenommenen Bäume, Beobachtungen, Parzellen und der abgestorbenen Bäume getrennt nach Baumart.

Baumart	Eiche	Buche	Kiefer
Bäume	5.712	2.159	6.459
Beobachtungen	23.216	7.386	21.032
Abgestorbe Bäume	1.578	244	687
Parzellen	116	75	73

Die Datenaufbereitung für die Analyse der Überlebenszeiten unter Berücksichtigung zeitabhängiger Kovariablen erfolgte analog der Form, wie sie von FOX (2002) im Rahmen soziologischer Untersuchungen beschrieben wurde. Es wurde pro Baum und Beobachtungsintervall ein Datensatz mit allen potentiellen Kovariablen und seinem binären Status ('nicht abgestorben' bzw. 'abgestorben') generiert. Jedes Aufnahmeintervall ist durch das Alter des jeweiligen Baumes zum Beginn und Ende definiert. Das mittlere Aufnahmeintervall betrug ca. 4 Jahre.

Der BHD-Wert entspricht der Messung am Ende des Untersuchungsintervalls. Für die Bäume aus dem WZE-Kollektiv lagen nur Messungen zu bestimmten Zeitpunkten vor. Für die Zuordnung der BHD's zu den jährlichen Aufnahmeintervallen wurde daher eine Datenergänzung notwendig. Dafür wurde zwischen den BHD zweier Messzeitpunkte linear interpoliert. Lag für einen Baum nur ein Messwert vor, wurden die fehlenden BHD-Werte anhand des durchschnittlichen Zuwachses der übrigen Bäume der gleichen Art auf der jeweiligen Fläche ermittelt. Wurden auf den WZE-Flächen bereits abgestorbene Bäume gefunden, wurde ihr BHD nachträglich gemessen und dem jeweiligen Absterbejahr zugeordnet. Bei Stämmen ohne Rinde erfolgte ein Zuschlag, der sich an den Werten der baumartenbezogenen pauschalen Rindenabzüge der Handelsklassensortierung (HKS, 1997) orientierte. Der relative BHD ist der jeweilige BHD in Relation zum Grundflächenmittelstamm der zugehörigen Parzelle bzw. des Inventurplots im jeweiligen Aufnahmeintervall.

Eine Feinsubstratkartierung des Hessischen Rieds schied 182 verschiedene Profiltypen aus, von denen 38 auf den untersuchten Flächen vorkamen. Betrachtet wurde die Mächtigkeit der Hauptsubstrate, bis zu einer Profiltiefe von 140 cm, was in etwa den unteren Rahmen für die effektive Durchwurzelungstiefe älterer Bestände (> 45 Jahre) nach RAISSI et al. (2001) widerspiegelt. Diese 38 Profile ließen sich zu drei Bodensubstratgruppen zusammenfassen. Die Unterteilung erfolgte in 'Sande': Standorte mit Reinsanden und schwach lehmigen Sanden mit geringer Wasserspeicherkapazität (nutzbare Feldkapazität nFK < 140 mm auf 140 cm Tiefe); 'Tone': Standorte mit Tonschichten, die eine Mächtigkeit von ≥ 60 cm aufweisen und 'lehmige Standorte': alle übrigen Standorte, die einen mehr oder weniger starken lehmigen Anteil im Substrat aufweisen. Die Einteilung der Standorte in die drei genannten Klassen deckt sich grob mit den Angaben von RIEBELING und HOCKE (1988). Die Belegung der Kategorie Bodensubstrat weist für den umfangreichen Datensatz der Eiche eine sehr ungleichmäßige Verteilung auf (Tab.2).

Tabelle 2: Anzahl der aufgenommenen Bäume, Beobachtungen, Parzellen und der abgestorbenen Bäume getrennt nach Bodensubstratklasse für die Eiche.

Bodensubstratklasse	Sand	lehmige Standorte	Tone
Bäume	405	5.180	127
Beobachtungen	2.134	19.904	1.178
Abgestorbe Bäume	48	1.482	48
Parzellen	11	101	4

Für jedes Leitprofil der Bodenkarte lagen horizontbezogene Angaben zum Substrat, Skelettgehalt und zur Lagerungsdichte vor. Auf Grundlage dieser Parameter wurde von SUTMÖLLER (unveröffentl.) die nutzbare Feldkapazität ebenfalls für eine Tiefe von 1,4 m nach den Vorgaben der Kartieranleitung 5 (AG BODEN 2005) berechnet.

Für 23 ausgewählte Kalenderjahre standen flächige Simulationen der Grundwasserstände zur Verfügung (BRANDT-GERDES-SITZMANN Umwelt GmbH). Hinzu kamen fünf simulierte Grundwasserstände vom Hessischen Landesamt für Umwelt und Geologie für ausgewählte Höchst- bzw. Tiefststände. Auf dieser Basis wurden flächige Grundwasserstände für den gesamten Zeitraum von 1951 bis 2007 mittels linearer Interpolation in jährlicher Auflösung, d. h. auch für Kalenderjahre ohne Simulationswerte, berechnet. Für die Jahre 2008 und 2009 lagen keine Daten vor. Aufgrund der Messwerte einiger örtlicher Pegelstände, wurde für diese beiden Jahre der Mittelwert der Jahre 2006 und 2007 unterstellt. Im Fall der Weiserflächen wurden die Werte anschließend für die Charakterisierung der mehrjährigen Beobachtungsintervalle für die jeweilige Periode gemittelt.

Zur Einschätzung ob und wie stark ein Waldbestand eine Grundwasserabsenkung erfahren hat, ist ein Referenzwert nötig. Nach Einschätzung der Projektgruppe 'Grundwasser' von Hessenforst, erfolgten die ersten nennenswerten Grundwasserabsenkungen Mitte der 1950er Jahre (KLUGE, mündl. Mitteilung). Aufgrund dieser Einschätzung wurden in einem ersten Schritt die Grundwasserstände des Jahres 1951 als Referenzwert für alle Bestände, deren Hauptbestand zu diesem Zeitpunkt 30 Jahre oder älter war, festgelegt. Für jüngere Bestände, die 1951 z. T. noch nicht existierten, wurde angenommen, dass sie sich den geänderten Standortbedingungen anpassen

können, wenn diese Änderungen vor Erreichen des Alters 30 auftreten. Ihnen wurde daher als Referenzwert der Grundwasserstand des Jahres zugeordnet, indem sie 30 Jahre alt waren. Die Festlegung der Altersgrenze auf das Alter 30 beruht auf Aussagen der regionalen Forstwirtschaftler. Sie beschreiben, dass viele Bestände im Alter zwischen 20 und 30 Jahren in ihrer juvenilen Wachstumsdynamik nachlassen und sich erst anschließend standörtliche Differenzen in Wachstum und Mortalität bemerkbar machen (GRÜNEKLEE, mündl. Mitteilung). Letztlich resultiert die Notwendigkeit der Verwendung eines Referenzwertes aber auch daraus, dass die Weiserflächen erst deutlich zeitverzögert zu den ersten Grundwasserabsenkungen angelegt wurden.

Tabelle 3: Verteilungen des Alters und der metrischen Variablen deren Effekte auf die Mortalität der Eiche untersucht wurden.

Variable	min	25% Quantil	Median	75% Quantil	max
Alter [Jahre]	36	81	95,5	114	185
BHD [cm]	6	23,4	30,6	39,9	96,1
relativer BHD	0,35	0,86	1,01	1,19	2,75
nFK (140 cm) [mm]	71	173,3	187,4	190,1	208,5
Grundwasserstand zum Erhebungszeitpunkt [cm u. Flur]	80	415,8	476,4	549,6	2313
Grundwasserstand zum Referenzzeitpunkt [cm u. Flur]	79	184	214	247	1609

Zur Beschreibung der Bestandesdichte wurde die Grundfläche (m²/ha) genutzt. Für die WZE-Punkte konnte keine Grundfläche bestimmt werden, da das verwendete Monitoringkonzept keinen Flächenbezug herstellt. Demzufolge konnten die Auswertungen zur Bestandesdichte nur mit einem Teildatensatz bzw. ohne die WZE-Daten erfolgen. Eine Datengrundlage, die das Vorkommen und die Dichte von Maikäferengerlingen auf den einzelnen Beobachtungsflächen im zeitlichen Verlauf der letzten 30 Jahre quantitativ beschreibt, war nicht verfügbar. Jeder Weiserfläche konnte somit lediglich die für das Jahr 2009 modellierte Maikäferdichte zugewiesen werden, die mittels eines räumlich expliziten Regressionsmodells geschätzt wurde (PAPE et al., unveröffentlicht).

Zur quantitativen Beschreibung des Witterungsverlaufes wurde der Ariditätsindex nach DE MATONNE (1926) berechnet. Verwendet wurden verschiedene Bilanzierungsmethoden mit dem Bezugszeiträumen Vegetationszeit und Gesamtjahr. Getestet wurden ebenfalls Varianten, bei denen die Werte von einem oder mehreren vorhergehenden Jahren berücksichtigt wurden. Je nach Bezugszeitraum wurde dementsprechend nur ein Teildatensatz mit einer Intervalllänge von maximal 1, 2 oder 3 Jahren für die Prüfung von Witterungseffekten verwendet.

Bei der Beurteilung der umfangreichen Datengrundlage muss beachtet werden, dass die Beobachtungen geklumpt von relativ wenigen Flächen stammen, die nicht systematisch über das Ried verteilt sind (Abb. 1). Somit sind trotz der breiten Spreitung der Datenbereiche bestimmte Variablenkombinationen nur schwach oder überhaupt nicht mit Beobachtungen belegt.

Methode – Die Überlebenszeitanalyse

Die Überlebenszeitanalyse (survival analysis) wurde als Teilgebiet der Statistik primär für die Analyse von Überlebenszeiten in medizinischen Studien und für industrielle Zuverlässigkeitstests entwickelt. Grundsätzlich ist sie aber auf alle Fragestellungen anwendbar, bei denen das Auftreten eines definierten 'Ereignisses' in Abhängigkeit von der Zeit und ggf. weiteren Faktoren untersucht wird (SACHS und HEDDERICH 2006, S.609). Je nach Anwendungsgebiet existieren deshalb synonyme Begriffe wie Überlebenszeit-, Ereigniszeit-, Verweildauer- oder Zuverlässigkeitsanalyse.

Eine häufig angewandte Methode zur Schätzung von Überlebenswahrscheinlichkeiten sind binäre logistische Regressionsmodelle (ĎURSKÝ 1997, HAUSCHILD und HEIN 2008, VARGAS-LARETTA et al. 2010). Aufgrund der zum Teil stark unterschiedlichen Aufnahmeintervalle wurde auf die Anwendung eines binären logistischen Regressionsmodells verzichtet, da sich die modellierten Eintrittswahrscheinlichkeiten nicht auf einen einheitlichen Bezugszeitraum beziehen würden und damit nicht interpretierbar wären. Die Methodik der Überlebenszeitanalyse unter Berücksichtigung zeitabhängiger Kovariablen und von Intervallzensierungen lässt dagegen variierende Beobachtungsintervalle zu (THERNEAU u. GRAMBSCH 2000). Die Daten von Überlebenszeiten weisen dabei bestimmte Eigenschaften wie Nichtnegativität und die Schiefe der Häufigkeitsverteilung auf. Mit verallgemeinerten Regressionsmodellen (GLM, GAM) sind derartige Daten prinzipiell auswertbar, jedoch erschwert zusätzlich die Zensierung der Überlebenszeiten ihre Anwendung. Als Zensierung wird die Eigenschaft bezeichnet, dass die Lebenszeiten einzelner Individuen aus verschiedenen Gründen nicht vollständig beobachtet werden können. Die verschiedenen Arten der Zensierung lassen sich wie folgt beschreiben (KNEIB, 2006) (Abb. 2).

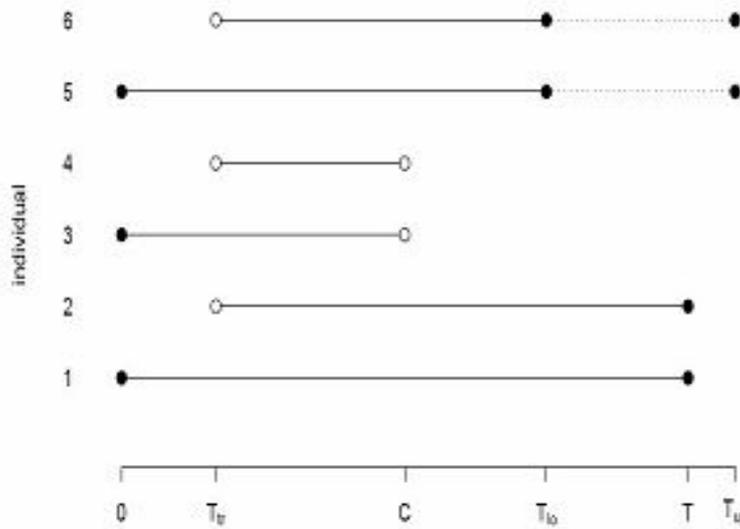


Abb. 2: Die verschiedenen Arten der Zensierung nach KNEIB (2006)

Die Beobachtung für das Individuum 1 ist unzensiert, da es von Beginn an (Zeitpunkt 0) bis zum Ereigniseintritt wie z.B. einem Absterben (T) unter Beobachtung steht. Fall 2 tritt erst später unter Beobachtung und ist damit 'linkszensiert'. Dagegen ist die Beobachtung des Falls 3 'rechtszensiert', da das Individuum zum Zeitpunkt C lebend aus dem beobachteten Kollektiv ausscheidet. In Fall 4, als Kombination von Fall 2 und 3, ist die Beobachtung 'rechts- und linkszensiert'. Ist der genaue Todeszeitpunkt nicht bekannt und fällt in einen durch T_{lo} und T_{up} begrenzten Zeitraum, so spricht man von 'intervallzensierten' Beobachtungen (Fall 5) oder wie im Fall 6 von 'Links- und Intervallzensierung

Im verwendeten Datenmaterial kamen die Fälle 'linkszensiert', 'rechts- und linkszensiert' sowie 'links- und intervallzensiert' vor.

Liegen wie im vorliegenden Beitrag zusätzlich Zeitreihen für einzelne Individuen vor, so wird die häufig auftretende zeitliche Autokorrelation in der Überlebenszeitanalyse explizit berücksichtigt, während dies in der Anwendung verallgemeinerter Regressionsmodellen zusätzlich spezielle Methoden erfordern würde. Im Mittelpunkt der Überlebenszeitanalyse steht die Verteilung der nicht-negativen Zufallsvariable T , welche die Zeit beschreibt, zu der ein definiertes Ereignis eintritt. In diesem Fall ist T das 'Baualter zum Zeitpunkt des Absterbens' und t bezeichnet die spezielle Realisierung von T . STAUPENDAHL (2009) beschreibt, in Anlehnung an GLOMB (2007), wichtige parametrische Funktionen mit deren Hilfe die Verteilung von T charakterisiert werden kann.

Die Dichtefunktion $f(t)$ beschreibt die Häufigkeitsverteilung der Ereignisse und lässt sich im Fall annähernd stetig gemessener Zeit schreiben als

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t}, \quad \text{mit } t \geq 0. \quad (1)$$

Die Verteilungsfunktion $F(t)$ als Integral der Dichtefunktion beschreibt dann die Wahrscheinlichkeit, dass ein Ausfall bis zum Zeitpunkt t stattgefunden hat.

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(x) dx \quad (2)$$

Eine entscheidende Größe bei der Beschreibung von Überlebenszeiten ist das Komplement von $F(t)$ die Überlebensfunktion $S(t)$. Sie gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein ausgewähltes Individuum den Zeitpunkt t überlebt, bzw. der Tod (das Ereignis) erst nach dem Zeitpunkt t eintreten wird.

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(x) dx \quad (3)$$

Von Interesse ist auch die Wahrscheinlichkeit dafür, dass das Ereignis zu einem bestimmten Zeitpunkt auftritt, sofern es bis dahin noch nicht aufgetreten ist (bedingte Ausfallwahrscheinlichkeit). Die Dichte dieser Wahrscheinlichkeit heißt Risikofunktion $h(t)$ (auch Hazardfunktion oder Hazardrate) und ist definiert durch:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (4)$$

Die Hazardrate kann größer als 1 sein und stellt somit keine Wahrscheinlichkeit dar. Stattdessen kann sie als latente Variable (d. h. als nicht direkt beobachtbare Variable) interpretiert werden, die eine 'momentane Neigung' zum Zustandswechsel unter jenen Objekten beschreibt, die bis zum Zeitpunkt t noch keinen Zustandswechsel erfahren haben (LUDWIG-MAYERHOFER 2009). Die Abbildung 3 illustriert die Zusammenhänge der beschriebenen Funktionen, die jeweils unmittelbar voneinander ableitbar sind, an einem fiktiven Beispiel.

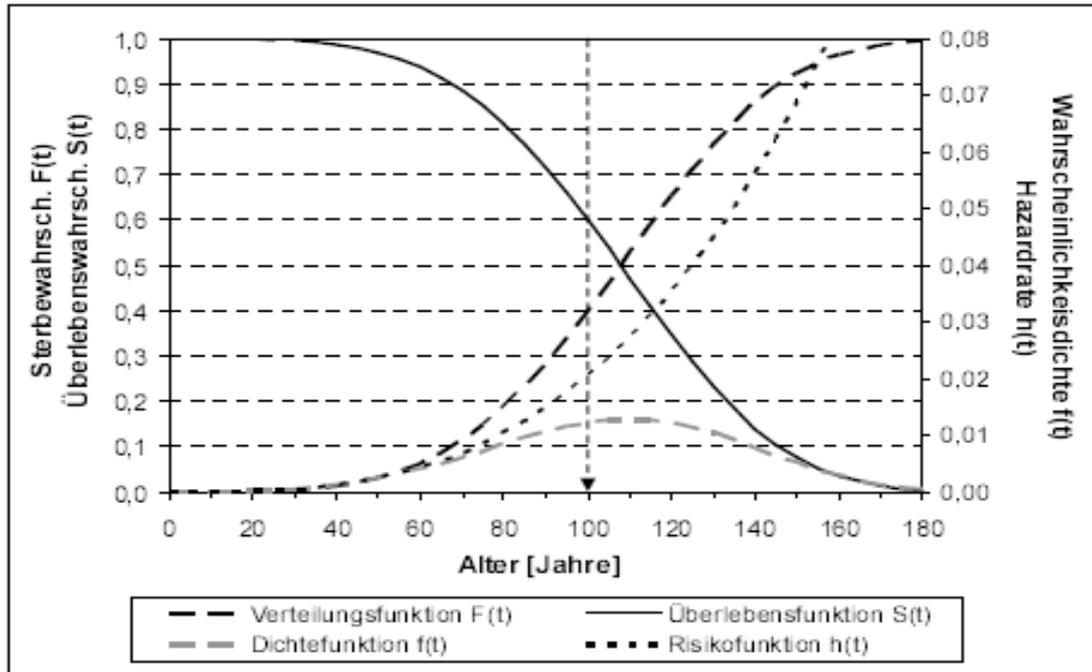


Abb. 3: Dichte- und Verteilungsfunktion einer Weibull-verteiltern Zufallsvariablen T und die sich daraus ergebende Risiko- und Überlebensfunktion (STAUPENDAHL 2011).

Bei der Beschreibung der Verteilung von T wird grundsätzlich in parametrische und nicht-parametrische Modelle unterschieden. Während bei den parametrischen Modellen eine bestimmte theoretische Wahrscheinlichkeitsverteilung angenommen wird, deren Parameter zu schätzen sind, entfällt bei nicht-parametrischen Modelle die Verteilungsannahme.

Ein einfaches nicht-parametrisches Modell stellt die Schätzung der Überlebenszeit $\hat{S}(t)$ durch das von KAPLAN und MEIER (1958) eingeführte Verfahren der Multiplikation der beobachteten Einzelwahrscheinlichkeiten dar.

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{i: t_i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i} \right) \quad (5)$$

Dabei steht t_i für die aufsteigend sortierten Ausfallzeiten, d_i für die Anzahl der ausgefallenen Bäume zum Zeitpunkt t_i und n_i für die Anzahl der bis zu diesem Zeitpunkt verbliebenen Bäume, also Bäume die zu diesem Zeitpunkt unter Beobachtung und somit unter dem Risiko des Ausfalls stehen (Risikomenge bzw. "number at risk"). Wobei der Quotient d_i/n_i das Ausfallprozent zum Zeitpunkt t_i angibt und $1-d_i/n_i$ der Übergangswahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t_i entspricht.

Der altersabhängige Verlauf der Überlebenswahrscheinlichkeit für Eichen im Hessischen Ried kann ohne die Berücksichtigung der Effekte von Kovariablen mit dem Schätzverfahren von Kaplan-Meier abgebildet werden (Abb. 4). Mittels einer Stratifizierung und anschließenden Parametrisierung von getrennten Modellen könnte zwar die Wirkung von kategoriellen und stetigen Kovariablen abgebildet werden, jedoch treten bei multipler Stratenbildung üblicherweise Probleme durch eine unzureichende Datenbelegung auf. Auch würde die Analyse von Effekten metrischer Kovariablen eine subjektive Klasseneinteilung erfordern, die zusätzlich in unplausiblen Effekten für die einzelnen Klassen resultieren kann. Eine statistische Signifikanzprüfung der Kovariableneffekte ist in keinem Fall möglich, sodass diese Vorgehensweise lediglich für eine explorative Datenanalyse in Frage kommt.

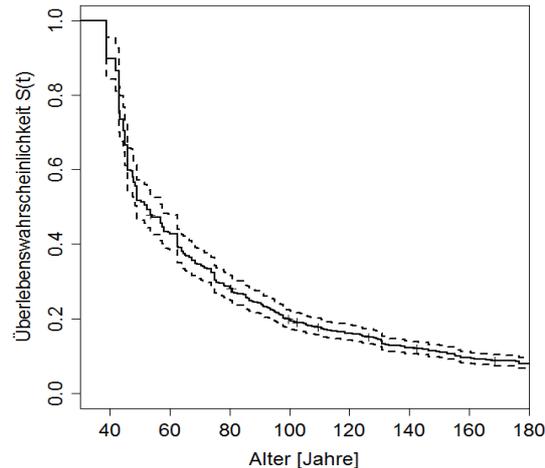


Abb. 4: Überlebensfunktion der Eiche im Hessischen Ried für den Zeitraum von 1976 bis 2010 bei Anwendung des Schätzverfahrens nach Kaplan-Meier.

Ein parametrisches Modell, das auf einer bestimmten Verteilung basiert, wie z. B. der Log-Normal Verteilung (HE u. ALFARO 2000), der Log-Gamma Verteilung (MAGNUSSEN et al. 2005) oder der Weibull-Verteilung (STAUPENDAHL 2009), konnte nicht eingesetzt werden, da die Effekte von zeitveränderlichen bzw. -abhängigen Kovariablen untersucht werden sollten.

Das semiparametrische *Cox-proportional-hazard-model* beruht dagegen auf der Annahme, dass sich die bedingten Hazardfunktionen $h_i(t)$ über eine gemeinsame Hazardfunktion $h_0(t)$ – die sogenannte 'baseline Funktion' beschreiben lassen, die für einzelne Individuen über die zugehörigen Kovariableneffekte proportional variiert wird. Die bedingte Ausfallrate eines Individuums i zum Zeitpunkt t mit dem Kovariablenvektor β lässt sich wie folgt beschreiben:

$$h_i(t) = h_0(t) * \exp(\beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in}) \quad (6)$$

Dabei kann die 'baseline Funktion' eine beliebige Form annehmen und die Kovariablen gehen exponentiell multiplikativ in das Modell ein. Unterscheiden sich zwei Individuen i und i' , in ihren spezifischen Kovariablenvektoren

$$\eta_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in}$$

und

$$\eta_{i'} = \beta_1 x_{i'1} + \beta_2 x_{i'2} + \dots + \beta_n x_{i'n}$$

so ist das Verhältnis der Hazardraten konstant über der Zeit,

$$\frac{h_i(t)}{h_{i'}(t)} = \frac{h_0(t)e^{\eta_i}}{h_0(t)e^{\eta_{i'}}} = \frac{e^{\eta_i}}{e^{\eta_{i'}}} \quad (7)$$

Daher erklärt sich der Name des Modells als *proportional-hazard model*.

Ein großer Vorteil des von COX (1972) entwickelten Modells besteht darin, dass sich die grundsätzliche Methodik auch zur Beschreibung der Effekte von zeitabhängigen Kovariablen verwenden lässt (AYDEMIR et al. 2010, FOX 2002). Zusätzliche Erweiterungen betreffen die Integration von penalisierten Splinefunktionen, die zur Beschreibung nicht-linearer Effekte metrischer Kovariablen verwendet werden (THERNEAU u. LUMLEY 2009). Damit wird letztlich auch die Annahme der Proportionalität für die bedingten Hazardfunktionen gelockert, da sowohl durch Vektoren von zeitabhängigen Kovariablen als auch durch nicht-lineare Modelleffekte nicht-proportionale Verläufe der bedingten Hazardfunktionen möglich werden. Die allgemeine Form einer Cox-Regression mit nicht linearen Effekten und zeitabhängigen Kovariablen lässt sich wie folgt darstellen (FOX 2006):

$$h_i(t) = h_0(t) * \exp(f_1(x_{i1}(t)) + f_2(x_{i2}(t)) + \dots + f_n(x_{in}(t))) \quad (8)$$

Einige der nicht-linearen Effekte wurden in einem weiteren Schritt durch Funktionen approximiert, die bestimmte Monotoniebedingungen gewährleisten, die aus Expertenwissen resultieren. Hierbei handelt es sich überwiegend um die Datenbereiche, an den Rändern der Verteilungen der unabhängigen Variablen, die geringere Anzahlen von Beobachtungen umfassen. Für Vorhersagen wird diese Modellvariante verwendet, in der das Expertenwissen berücksichtigt wird.

Für die Auswertungen wurde die Programmbibliothek *survival* (THERNEAU u. LUMLEY 2009) innerhalb des Statistik-Softwarepaketes *R* genutzt (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2010). Eine weiterführende Beschreibung der verschiedenen Analysemethoden von Überlebensdaten findet sich bei THERNEAU u. GRAMBSCH (2000).

Ergebnisse

Im Folgenden wird das Ergebnis der Modellselektion anhand von statistischen Kenngrößen dargestellt. In einem ersten Schritt erfolgte eine schrittweise Integration der zur Verfügung stehenden Kovariablen und die Signifikanzprüfung ihrer Modelleffekte. In einem zweiten Schritt wurde anschließend überprüft, inwieweit nicht lineare Effekte der metrischen Kovariablen zu einer weiteren Verbesserung des Modells führen. Das Ergebnis der Modellselektion lässt sich wie folgt beschreiben:

$$h_{ij}(t) = h_0(t) * \exp(f_1(\text{rel_}d_{ij}(t)) + f_2(\text{gw}_i(t)) + f_3(\text{nFK}_i) + f_4(\text{gw_ref}_{ijk}) + f_5(\text{BHD}_{ij}(t)) + \beta_6 \text{Bodensubstrat}_i^T) \quad (9)$$

mit

$h_0(t)$:	Baseline-Hazard-Funktion
$h_{ij}(t)$:	Bedingte Hazard-Funktion für Baum j auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i
$\text{rel_}d_{ij}(t)$:	Relativer Brusthöhdurchmesser von Baum j auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i im Alter t .
$\text{gw}_i(t)$:	Grundwasserflurabstand [cm] auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i im Alter t .
nFK_i	:	Nutzbare Feldkapazität [mm] für die Bezugstiefe 140 cm auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i .
$\text{BHD}_{ij}(t)$:	Brusthöhdurchmesser [mm] von Baum j auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i im Alter t .
gw_ref_{ijk}	:	Referenzflurabstand [cm] auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i zum Zeitpunkt k . Liegt das Keimjahr des Baumes j vor 1921 so wurde der Grundwasserflurabstand des Jahres 1951 verwendet. Liegt er dagegen nach 1921, so wird stattdessen der Flurabstand des Jahres verwendet, in dem der Baum j das Alter von 30 Jahren erreichte.
Bodensubstrat_i	:	Ein Indikatorvektor zur Definition der Bodensubstratklasse ['Sande', 'Tone', 'lehmige Standorte'] auf der Weiserfläche (WZE-Punkt) i .
f_1, f_2, f_3, f_4, f_5	:	1-dimensionale glättende (penalisierte) Funktionen mit P-Spline-Basis
β_6	:	Ein Vektor von Regressionskoeffizienten zur Beschreibung der Effekte der Bodensubstrate.

Die Verbesserung des Modells durch die schrittweise Integration der einzelnen Kovariablen kann anhand einer Devianzanalyse nachvollzogen werden (Tab. 4). Mit Hilfe eines Likelihood-Ratio-Tests wird dabei geprüft, ob der jeweilige zusätzliche Modelleffekt zu einer signifikanten Verbesserung des Gesamtmodells führt. Unter der Nullhypothese folgt die 2-fache Differenz des logarithmierten Likelihoodwertes (Loglik) zwischen den jeweils betrachteten Modellen approximativ einer χ^2 -Verteilung mit der Anzahl Freiheitsgrade, die aus der Differenz der Freiheitsgrade (df) der Modelle resultiert.

Tab. 4: Devianzanalyse des Modells zur Modellierung der Überlebenszeiten für Eiche im hessischen Ried.

	Loglik	χ^2 -Wert	df	P (> χ)
NULL	-10644			
$f_1(\text{rel_}d)$	-10255	776,406	10	< 2,2e-16 ***
$f_2(\text{gw})$	-10185	140,958	10	< 2,2e-16 ***
$f_3(\text{nFK})$	-10141	87,595	10	1,599e-14 ***
Bodensubstrat	-10113	56,255	2	6,087e-13 ***
$f_4(\text{gw_ref})$	-10094	38,253	12	0,0001396 ***
$f_5(\text{BHD})$	-10072	44,379	10	2,813e-06 ***

Zusätzlich zur abstrakten Ebene der Hazard-Funktion, werden exemplarisch Modellvorhersagen der bedingten Überlebenswahrscheinlichkeit für unterschiedliche Ausprägungen der Kovariablen dargestellt. Dabei werden die abstrakten Modelleffekte der einzelnen Kovariablen und eine zugehörige Modellschätzung gegenübergestellt (Abb. 6 - 10). Um den Effekt der einzelnen unabhängigen Variablen zu verdeutlichen, gehen die weiteren im Modell enthaltenen Kovariablen mit den folgenden konstanten Werten in die Schätzung ein:

BHD	– Entwicklung des dg über dem Alter
rel_d	– ist 1 (BHD entspricht dem dg)
Bodensubstrat	– lehmige Sande und Lehme
nFK	– 190 mm auf 1,4 m Tiefe
gw	– 4 m unter Flur
gw_ref	– 2 m unter Flur

BHD und relativer BHD

Der BHD stellt u. a. ein Maß für die ertragsgeschichtliche Verfügbarkeit wachstumsrelevanter Ressourcen dar und ist zusätzlich ein Maß für die genetisch bestimmte Konkurrenzkraft des Baumes. Mit der Zunahme des Alters ist auch eine Zunahme des BHD bei gleichzeitig abnehmender Stammzahl verbunden, was zu veränderten Risikodispositionen (Vulnerabilität) und damit Überlebensraten führt. Die BHD-Entwicklung eines Baumes kann dabei nicht unabhängig von der sozialen Stellung eines Baumes im Bestandeskollektiv betrachtet werden. Beide Variablen sind untereinander korreliert und in der Modellselktion stellte sich heraus, dass der relative BHD einen größeren Effekt auf die Mortalität aufweist als der BHD (Tab. 4). Die BHD-Entwicklung über dem Alter wurde daher in Relation zur mittleren Altersentwicklung des Grundflächenmittelstammes im hessischen Ried beschrieben. Die durchgezogene Linie (Abb. 5, rechts) bildet dabei die erwartete Überlebenswahrscheinlichkeit für einen Baum ab, dessen BHD-Entwicklung exakt derjenigen des Grundflächenmittelstammes folgt. Die gepunktete Linie beschreibt die Überlebenswahrscheinlichkeit für einen Baum dessen BHD-Entwicklung 130 % und die gestrichelte Linie für einen Baum dessen BHD-Entwicklung 70 % der Entwicklung des Grundflächenmittelstammes beträgt (Abb. 5, rechts). Anhand der prognostizierten Überlebensfunktionen wird deutlich, dass die Mortalität mit sinkendem relativen BHD bzw. abnehmender sozialer Stellung zunimmt. Die deutlich ungleichmäßige Schichtung der Überlebensfunktionen verdeutlicht die Nicht-Linearität der Effekte des BHD bzw. des relativen BHD. Der Modelleffekt des relativen BHD ist über den gesamten Wertebereich monoton fallend (Abb. 5, Mitte). Der Modelleffekt des BHD ist ebenfalls monoton fallend (Abb. 5, links), so dass die Überlebenswahrscheinlichkeit bei gleich bleibender sozialer Stellung, d. h. konstantem relativen BHD mit steigendem BHD monoton ansteigt. Bei Werten des BHD von > 50 cm bzw. bei relativen Durchmessern von < 0,6 oder > 1,7 nimmt die Unsicherheit der Prognose stark zu.

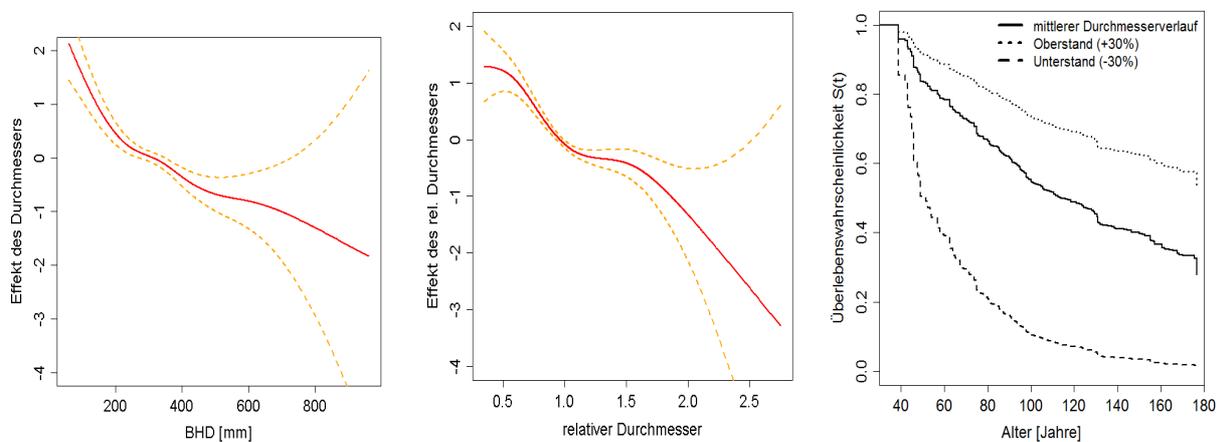


Abb. 5: Modelleffekte und zugehörige 95 % Konfidenzintervalle der Kovariablen 'BHD' und 'relativer BHD' (links bzw. Mitte) sowie ihre Auswirkungen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit (rechts) für eine exemplarische Ausprägung von Kovariablen, wobei die Verläufe des BHD und des relativen BHD über dem Alter variiert werden.

Bodensubstratklasse

Das Bodensubstrat charakterisiert neben den physikalischen Eigenschaften, die für den Wasserhaushalt und die Durchwurzelung wichtig sind, auch die Nährstoffausstattung der Böden. Die Sande, häufig aus diluvialen Flugsanden entstanden, sind i. d. R. locker gelagert, nährstoffarm und stark wasserdurchlässig. Die Tone bestehen dagegen aus alluvialen Hochflutlehm über Flug- und Flusssanden. Sie sind ausgesprochen nährstoffreich und weisen Carbonatgehalte von bis zu 43 % auf (JACOBSEN 2009). Sie sind jedoch dicht gelagert und neigen zu Wasserstau. Die lehmigen Standorte nehmen eine Zwischenstellung ein und bieten daher vielen Baumarten gute Wuchsbedingungen. Auf den schweren tonigen Böden reagierte die Eiche mit der höchsten und auf den leichten sandigen Böden mit der geringsten Mortalität (Abb. 6). Für eine vergleichende Darstellung der

Überlebenswahrscheinlichkeiten wurden jeder Substratklasse spezifische nFK-Werte zugeordnet. Während für die lehmigen Standorte und Tone deren durchschnittliche nFK von 190 mm unterstellt wurde, wurde bei den Sanden lediglich deren Mittelwert von 100 mm unterstellt.

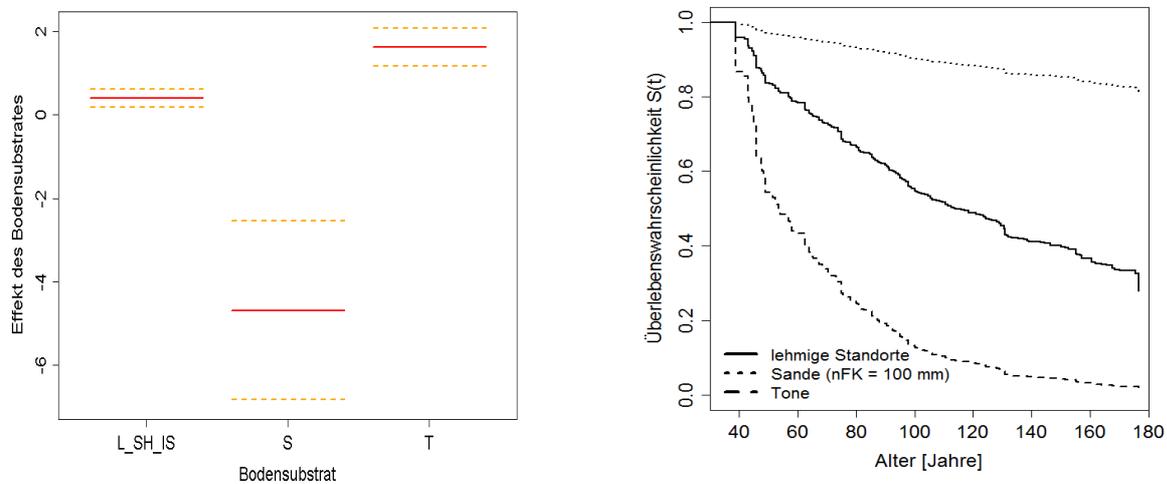


Abb. 6: Modelleffekte und zugehörige 95 % Konfidenzintervalle der Kovariablen 'Bodensubstrat' (links, mit 'L_SH_IS' für lehmige Standorte, 'S' für Sande und 'T' für Tone) sowie ihre Auswirkungen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit (rechts) für eine exemplarische Ausprägung von Kovariablen, wobei zusätzlich der BHD entsprechend des erwarteten Verlaufes des Grundflächenmittelstammes über dem Alter variiert wird.

Nutzbare Feldkapazität (nFK)

Der Wasserhaushalt eines Standortes wird durch die beiden Komponenten Bodenwasserspeicherkapazität und Grundwasser bestimmt. Verändern sich hydromorphe (grundwasserbeeinflusste) Standorte aufgrund von Grundwasserabsenkungen zu terrestrischen Standorten, so wird die nFK zur ausschlaggebenden Größe für den Wasserhaushalt. Da die Werte der nFK für die sandigen Böden um den Wert 100 mm und für die tonigen Böden um den Wert 190 mm relativ schwach variieren, führt der Effekt der nFK hauptsächlich zu einer differenzierteren Prognose der Überlebenswahrscheinlichkeiten auf den lehmigen Standorten. Je höher die nFK ist, umso geringer ist die prognostizierte Mortalität der Eichen bei ansonsten konstanten Einflussgrößen (Abb. 7). Ab einer nutzbaren Feldkapazität von ca. 200 mm hat eine weitere Erhöhung der nFK keine nennenswerte Auswirkung mehr auf die Überlebenswahrscheinlichkeit.

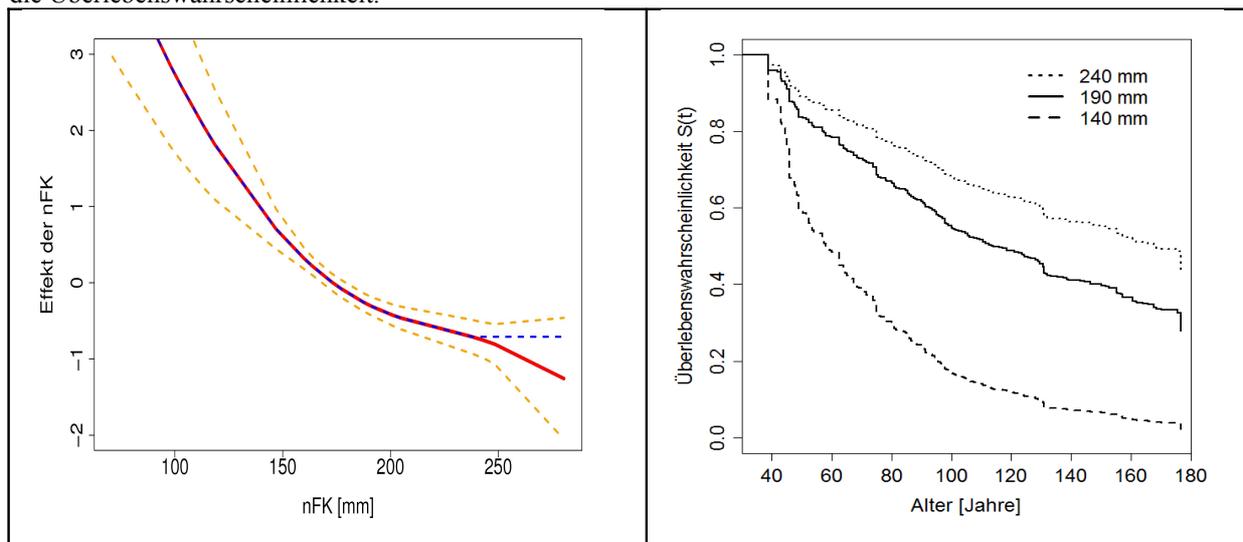


Abb. 7: Modelleffekt und zugehöriges 95 % Konfidenzintervall der Kovariablen 'nFK' (links) sowie die Auswirkung auf die Überlebenswahrscheinlichkeit (rechts) für eine exemplarische Ausprägung von Kovariablen, wobei zusätzlich der BHD entsprechend des erwarteten Verlaufes des Grundflächenmittelstammes über dem Alter variiert wird. Blau-gestrichelt ist eine Approximierung des Modelleffektes dargestellt, die ab 240 mm zu einem konstanten Effekt auf die Überlebenswahrscheinlichkeit führt.

Grundwasserstand

Treten hydromorphe Merkmale oberhalb 150 cm unter Geländeoberfläche im Solum auf, so werden Genese, Dynamik und Eigenschaften der Böden durch das Grundwasser bestimmt (REHFUESS 1990). Grundwasserkennwerte wie Dauer und Zeitpunkt von Hoch-, Mittel- und Tiefstand des Grundwasserspiegels, seine Schwankungsamplitude, die Fließgeschwindigkeit sowie die Gehalte des Grundwassers an gelöstem Sauerstoff, organischen Verbindungen und Salzen beeinflussen die Standortgüte maßgeblich. Grundwasser, welches bei etwa 1 - 2 m unter Flur ansteht bietet allen Baumarten, bei entsprechend lockeren Böden eine optimale Wasserversorgung (JACOBSEN 2009). Die quantitative Nachlieferung von Wasser lässt vor allem unter 3 m Bodentiefe merklich nach (ZIMMERMANN 1951). Während niedrige Wasserstände dazu führen, dass die Bäume auf die Niederschläge in der Vegetationsperiode und auf das im Boden gespeicherte Wasser angewiesen sind, wirken hohe Grundwasserstände eher begrenzend für den zur Verfügung stehenden durchwurzelbaren Raum.

Die Mortalität der Eiche steigt aufgrund des deutlichen Modelleffektes von oberflächennahen Flurabständen bis zu etwa 7 m unter Flur deutlich an und lässt dann bei noch größeren Flurabständen aufgrund des nur noch schwachen Gradienten degressiv nach (Abb. 8). Abgesehen vom Bereich extremer geringer Flurabstände ist das Konfidenzintervall im Bereich von 3 – 7 m sehr eng, so dass der Effektverlauf als hochsignifikant beurteilt werden kann. Die sinkenden Verläufe im Bereich extremer großer Flurabstände weisen aufgrund der geringen Datenumfänge sehr große Unsicherheiten auf, so dass die unplausiblen Verläufe als Artefakte bzw. als Resultat von Störeffekten interpretiert werden. Daher wurde der originale Effekt so approximiert, dass er ab einem Grenzwert von 12 m konstant auf dem erreichten Niveau verläuft. Stocken Eichen beispielsweise auf einem Standort mit 4 m Grundwasserflurabstand und sie erfahren im Alter 60 eine Anhebung bzw. Absenkung des Grundwasserspiegels um 2 m, so führt dies mit zunehmendem Alter zu immer deutlicheren Differenzen der Überlebenswahrscheinlichkeiten (Abb. 8).

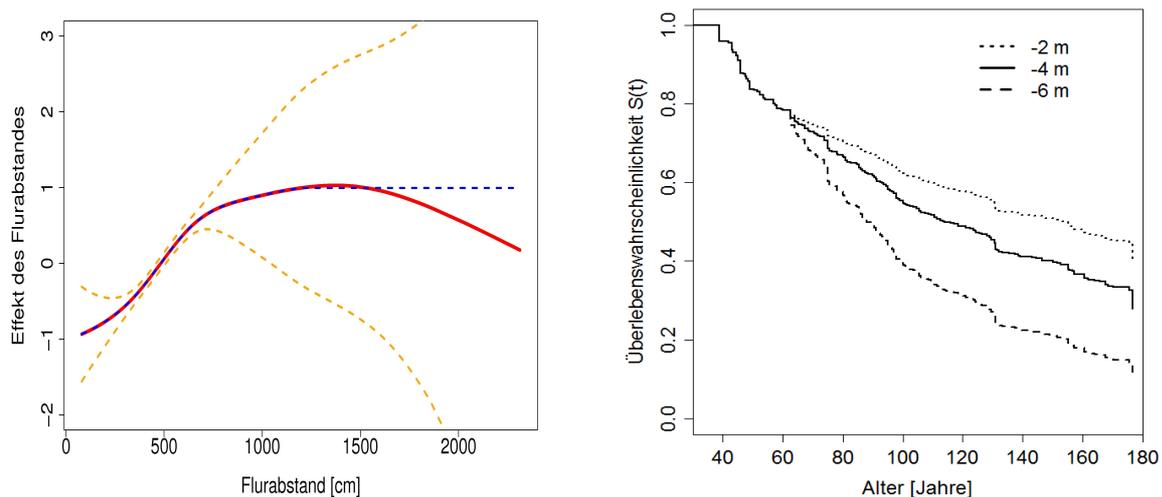


Abb. 8: Modelleffekt und zugehöriges 95 % Konfidenzintervall der Kovariablen 'Grundwasserstand' (links) sowie die Auswirkung auf die Überlebenswahrscheinlichkeit (rechts) für eine exemplarische Ausprägung von Kovariablen, wobei zusätzlich der BHD entsprechend des erwarteten Verlaufes des Grundflächenmittelstammes über dem Alter variiert wird. Blau-gestrichelt ist eine Approximierung des Modelleffektes dargestellt, die ab 12 m Flurabstand zu einem konstanten Effekt auf die Überlebenswahrscheinlichkeit führt.

Grundwasserstand zum Referenzzeitpunkt

Für die Eiche wird die Mortalität nicht nur durch die Zeitreihe der Flurabstände im Beobachtungszeitraum bestimmt, sondern auch durch den Flurabstand zum Referenzzeitpunkt. Dieser Effekt kann dahingehend interpretiert werden, dass Grundwasserabsenkungen besonders in den Bereichen zu einer erhöhten Mortalität führen, die durch ehemals geringe Flurabstände gekennzeichnet waren.

Der Effekt des Referenzflurabstandes führt dazu, dass sowohl Standorte mit ehemals geringen Flurabständen als auch Standorte, die schon immer grundwasserfern waren, eine erhöhte Mortalität aufweisen (Abb. 9). Die geringste Mortalität tritt etwa im Bereich von 2,5-3 m auf (Abb. 9). Ab einem Wasserstand von ca. 6 m unter Flur ist nur noch eine geringe Datenbasis vorhanden und die aufgenommenen Bäume hatten scheinbar keinen nennenswerten Grundwasseranschluss mehr, so dass hier andere Faktoren für die Überlebenswahrscheinlichkeit relevant sein dürften, die mit dem Referenzgrundwasserstand korreliert sind.

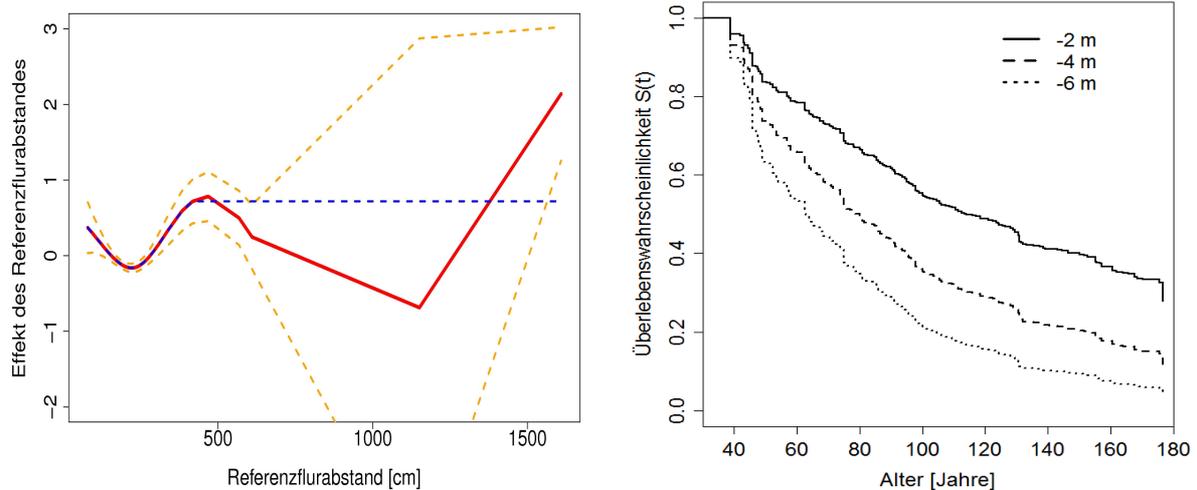


Abb. 9: Modelleffekt und zugehöriges 95 % Konfidenzintervall der Kovariablen 'Referenz-Grundwasserstand' (links) sowie die Auswirkung auf die Überlebenswahrscheinlichkeit (rechts) für eine exemplarische Ausprägung von Kovariablen, wobei zusätzlich der BHD entsprechend des erwarteten Verlaufes des Grundflächenmittelstammes über dem Alter variiert wird. Blau-gestrichelt ist eine Approximierung des Modelleffektes dargestellt, die ab 4 m Flurabstand einem konstanten Effekt auf die Überlebenswahrscheinlichkeit führt.

Bestandesdichte

Es wurde der Hypothese nachgegangen, dass die Bestandesdichte bzw. der Bestockungsgrad einen Effekt auf die Mortalität hat. Für geringe Bestockungsgrade als Ergebnis vorhergehender Absterbeereignisse, starker Durchforstungseingriffe oder von Windwurf wurde eine erhöhte Mortalität aufgrund eines gestörten Waldgefüges und Waldinnenklimas angenommen. Auch in Überbestockten Beständen wurde eine höhere Mortalität insbesondere des Unterstandes angenommen, wobei die Trennung zwischen einer dichtebedingten Mortalität und anderen Schadursachen schwierig erscheint. Die Auswertungen erfolgten mit einem reduzierten Datensatz, da die WZE-Erhebungen keinen Flächenbezug zulassen. Es ergab sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Bestockungsgrad und der Überlebenswahrscheinlichkeit der Bäume.

Maikäferdichte

Der Wurzelfraß von Maikäferengerlingen führt sicherlich zu einer Schwächung der Vitalität der Bäume und somit zu einem erhöhten Absterberisiko. Im Modell konnte jedoch kein Einfluss der Dichte von Maikäferengerlingen auf die Mortalität nachgewiesen werden. Dies lag zum einen am Datenmaterial, dem lediglich eine einmalige Grabung im Jahr 2009 zugrunde lag und mit dem sich daher kein Zusammenhang zu den Absterbeerscheinungen früherer Jahre herstellen lässt. Zum anderen befanden sich viele Flächen in geklumpfter Lage in einem Bereich in dem nur geringe Engerlingsdichten vorkamen.

Wetter

Die Überprüfung, inwieweit die jährliche Witterung einen Effekt auf die Mortalität hat, erfolgte mit einem reduzierten Datensatz. Je nach untersuchter Variante wurden nur ein Teildatensatz mit Aufnahmen berücksichtigt, die einen Aufnahmeintervall von maximal ein, zwei oder drei Jahren aufwiesen. Diese Einschränkung stellt einen Kompromiss dar, da für derartige Untersuchungen eigentlich eine jährliche Auflösung notwendig erscheint. Die ausschließliche Verwendung von Daten mit einjährigem Aufnahmeintervall hätte jedoch zu einer sehr starken Reduktion des Datenumfanges geführt. Bei mehrjährigen Aufnahmeintervallen müssen die Jahreswerte, die die jährliche Witterung beschreiben, gemittelt werden, so dass es zu einer Nivellierung kommt. Diese Nivellierung erscheint bei einer sehr variablen Einflussgröße wie der jährlichen Witterung deutlich problematischer als bei den ebenfalls zeitabhängigen Größen BHD, rel. BHD und Grundwasserstand. Zusätzlich treten Probleme bei der Verwendung von zeitlich versetzten Berechnungszeiträumen auf, wenn die Effekte der Vorjahreswitterung auf die aktuelle Mortalität überprüft werden sollen.

Die Schätzungen aus den Modellen ohne Witterungseinfluss gingen als so genanntes 'offset' in die Parametrisierung ein, um die Modelleffekte aus diesen Modellen zu berücksichtigen. Keine der geprüften Varianten führte zu einer signifikanten Verbesserung des Mortalitätsmodells.

Für die beiden anderen Baumarten wurden die Modelle mit weniger Kovariablen angepasst. Für die Buche waren signifikante Effekte nur für die Variablen 'Bodensubstrat', 'relativer BHD' und 'Grundwasserstand' zum

Erhebungszeitpunkt' zu beobachten. Dagegen wirkten bei der Kiefer 'BHD', 'relativer BHD', 'Grundwasserstand zum Erhebungszeitpunkt' und 'Grundwasserstand zum Referenzzeitpunkt'.

Diskussion

Die stark erhöhte Mortalität im Hessischen Ried wurde immer wieder mit der Absenkung der Grundwasserstände in Zusammenhang gebracht, ohne dass diese Hypothese bisher mit Hilfe quantitativer Methoden überprüft worden wäre. In den Überlebenszeitanalysen wurde jetzt, neben anderen Effekten, auch erstmals ein signifikanter Effekt des Grundwasserflurabstandes, der als zeitveränderliche Kovariable in Form von Zeitreihen in die Parametrisierung eingeht, identifiziert.

Das Mortalitätsmodell wurde mit dem Ziel entwickelt, die zukünftige Entwicklung der Wälder des Hessischen Rieds unter verschiedenen Umweltbedingungen zu simulieren. Die verwendete Datengrundlage deckt zwar einen großen Wertebereich ab, weist aber eine sehr ungleichmäßige räumliche Verteilung auf (Tab. 2). Da trotz der weiten Spreitung der Datenbereiche bestimmte Variablenkombinationen nur schwach oder überhaupt nicht mit Beobachtungen belegt sind, kann es vorkommen, dass es bei der Anwendung des Modells in waldwachstumskundlichen Simulationen für das gesamte Hessische Ried zu Schätzungen im Extrapolationsbereich kommt.

Bäume die ohne Information über den Ausscheidgrund fehlten, im Zuge von Nutzungen entnommen wurden oder durch Windwurf fielen, gingen als rechtszensierte Beobachtungen in das Modell ein, d. h. sie wurden bis zum Zeitpunkt ihres Ausscheidens mit dem Status 'lebend' geführt und führten anschließend lediglich zu einer Reduktion der Risikomenge. Wenn aber absterbende Bäume aufgrund von mangelnder Versuchssteuerung als rechtszensiert beschrieben werden mussten, weil ihre weitere Entwicklung nicht beobachtet wurde, führt das zu verzerrten d. h. gerichtet falschen Schätzungen. Die genannten Gründe führen insgesamt zu einer wahrscheinlich eher konservativen Schätzung des Mortalitätsniveaus im Modell.

Für sechs von den neun untersuchten Variablen wurden signifikante Effekte auf die Mortalität ermittelt. Dabei können Störeffekte weiterer nicht erfasster Einflussgrößen nicht ausgeschlossen werden. Betrachtet man den Einfluss des Bodensubstrates, so fällt die geringe Überlebenswahrscheinlichkeit der Eiche auf den tonreichen Böden auf. Dabei ist die Eiche als eine Wirtschaftsbaumart bekannt, die in der Lage ist, bindige Böden zu durchwurzeln und auch bei einem wechselnden Wasserhaushalt des Bodens (wechselseucht/ wechsell trocken) immer noch gute Wuchsleistungen hervorbringt. Waldbauliche Empfehlungen sehen daher auf tonhaltigen Böden häufig den Anbau von Eichen vor (HMULF 2002). Diese Standorte bieten jedoch keine optimalen Wuchsbedingungen, sondern stellen vielmehr eine ökologische Nische für die Eiche dar. Der effektive Wurzelraum der schweren Böden ist im Mittel geringer als auf den anderen Substraten (RAISSI et al. 2009). Zudem bilden sich bei längeren Trockenphasen Schwindungsrisse im Oberboden, die zu einem schnellen Versickern von Niederschlagswasser in tiefere Bodenschichten und zu Verletzungen der Feinwurzeln führen (JACOBSEN 2009). Die hohe Mortalität der Eiche auf den Tonen bestätigt daher die Erfahrungen der im Untersuchungsgebiet agierenden Forstwirte (ULLRICH, mündl. Mitteilung). Dagegen überrascht zunächst die hohe Überlebenswahrscheinlichkeit auf den sandigen Substraten, doch sollte das Bodensubstrat immer im Zusammenhang mit der Wasserspeicherkapazität betrachtet werden. Da die leichten Böden deutlich niedrigere nFK-Werte aufweisen als die anderen beiden Substrate führt dies für die geschätzten Überlebenswahrscheinlichkeiten zu geringeren Differenzen, als es der bloße Effekt des Bodensubstrates vermuten lässt (Abb. 8).

In einem Gebiet in dem die klimatische Wasserbilanz der Vegetationszeit ca. -100 mm beträgt, ist die mit dem Bodensubstrat verbundene Wasserspeicherkapazität eine wichtige Standortskomponente. Auch belegen die Ergebnisse, dass die Ressource der 'nutzbaren Feldkapazität' einen wesentlichen Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der Eichen im Hessischen Ried bildet. Sofern ein Baum jedoch Grundwasseranschluss hat, kann er seinen Wasserbedarf aus diesem Reservoir decken und die nFK des Bodens verliert an Bedeutung. Für Bäume ohne Grundwasseranschluss ist dagegen die effektive Auffüllung des nutzbaren Bodenwasserspeichers entscheidend. Unter den im Hessischen Ried herrschenden Klimabedingungen sind für den Wald die außerhalb der Vegetationszeit fallenden Niederschläge nach Abzug der Interzeptionsverdunstung selbst in Normaljahren auf den meisten Standorten nicht ausreichend, um das am Ende der Vegetationszeit vorliegende Bodenfeuchtedefizit gegenüber der Feldkapazität aufzufüllen (JACOBSEN 2009). Von weit größerer Bedeutung sind dagegen die im Frühjahr vor Beginn der Vegetationszeit tatsächlich vorhandene nutzbare Bodenwasserspeicherhöhe und deren effektive Ausschöpfung während der Vegetationszeit (BRECHTEL 1981). So ergaben örtliche Bodenfeuchte-Messungen bis 2 m Tiefe im Frühjahr 1979 und 1982, nach überdurchschnittlichen Winterniederschlägen, bei den tonigen Böden ein Feuchte-Defizit von 100 – 120 mm und bei den sandigen Böden dagegen eine Auffüllung nahezu bis zur nFK. Im Untersuchungsgebiet findet schon unter normalen Niederschlagsbedingungen eine Verhältnismäßig hohe Ausnutzung des Bodenwasservorrates statt, jedoch wird der effektiv nutzbare Bodenwasservorrat nicht immer voll ausgeschöpft. So betrug die effektive Ausschöpfung der effektiv nutzbaren Bodenwasserspeicherhöhe nach LEHNARDT u. BRECHTEL (1985) in der niederschlagsarmen Vegetationszeit 1982 rund 70 – 80 %.

Sofern die Wurzeln der Bäume den Kapillarsaum des Grundwasserkörpers erreichen tritt die Bedeutung der nFK für die Wasserversorgung eines Baumes zurück. Ob und in welchem Umfang der Wald einen Anschluss an das Grundwasser hat, hängt somit ganz entscheidend von den Wurzeltiefen ab. Die waldökologischen Grenzflurabstände sind – vorbehaltlich besonderer Substrateigenschaften – auf 5 m unter Flur begrenzt (Wald im Hessischen Ried, Fachbeitrag zum Grundwasserbewirtschaftungsplan Hessisches Ried, HLFWW 1995). Nach Untersuchungen von ZIMMERMANN (1951) in der Rhein-Main-Ebene profitierten Anfang der 1950er Jahre alle Baumarten auf locker sandigen Böden mit Grundwasserständen von 1,5 – 3 m von einer weitgehend optimalen Wasserversorgung. Diese standörtlichen Verhältnisse änderten sich deutlich durch die großräumigen Absenkungen des Grundwasserspiegels Anfang der 1970er Jahre. Nachfolgende Bodentiefegrabungen ergaben für die Eiche eine mittlere Extensivdurchwurzelung von 2,25 m und maximale Tiefen von 4 – 5 m (RIEBELING u. HOCKE 1988). Beachtet man den kapillaren Aufstieg des Grundwassers und dass einige Bäume mit zunehmendem Alter noch größere Durchwurzelungstiefen erreichen könnten, so decken sich diese Angaben mit dem Effekt des Grundwassers auf die Mortalität (Abb. 8, links), da auch hier im Bereich zwischen 2 - 7 m ein besonders steiler Kurvenanstieg auf einen sensitiven Bereich hinweist.

Von Interesse war vor allem die Reaktion der Bäume auf Grundwasseränderungen. Die Analysen ergaben, dass die Absenkung eines ehemals hohen Grundwasserspiegels (< 2 m unter Flur) sich negativ auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der Eichen auswirkt. Damit scheint sich die Hypothese zu bestätigen, dass ältere Bestände auf grundwassernahen Standorten auf eine Grundwasserabsenkungen nur noch schlecht mit verstärktem Tiefenwachstum (Senkwurzeln) reagieren können. Als Ursachen kommen u. a. bodenphysikalische Hindernisse wie ausgetrocknete Rheinweißschichten aber auch ausgeprägte Substratwechsel wie z. B. Kies unter Lehm in Frage (JACOBSEN 2009). Dagegen sind Bestände mit mittleren Referenzflurabständen weniger stark betroffen. Da sie bereits vor der Grundwasserabsenkung einen größeren Wurzelraum erschlossen hatten, steht ihnen anschließend eine größere nutzbare Bodenwasserspeicherhöhe zur Verfügung. Der erneute Anstieg der Mortalität für Standorte, die schon immer grundwasserfern waren (Abb. 9), lässt sich mit diesem Interpretationsansatz allerdings nicht erklären. Vielmehr muss angenommen werden, dass diese grundwasserfernen Standorte aufgrund anderer unbekannter korrelierter Einflüsse eine erhöhte Mortalität aufweisen.

Alternativen zur Festlegung des 'Grundwasserstandes zu einem Referenzzeitpunkt' wären zum einen die Verwendung eines mittleren Grundwasserstandes in einem Referenz-Zeitraum und zum anderen die Anwendung eines Stichjahres, welches flächenspezifisch einen typischen Grundwasserstand jeweils kurz vor einer massiven Grundwasserabsenkung abbildet. Dies würde zu weniger weit zurückliegenden Referenzzeitpunkten führen, was eventuell von Vorteil wäre. AYDEMIR et al. (1996) zitieren zu diesen Sachverhalt ALTMANN (1994): „Liegt der Baselinezeitpunkt weit entfernt vom Ereigniszeitpunkt, so findet in Baselineanalysen ein so genannter 'zeitlicher Verfall' der Kovariableneffekte statt.“ Das heißt je weiter der Zeitpunkt einer Grundwasserabsenkung zurückliegt desto schwächer wird deren Einfluss, da zum einen die nicht angepassten Individuen aus dem Kollektiv ausscheiden und zum anderen sich die verbliebenen Bäume nach und nach der neuen Situation anpassen.

Im Untersuchungsgebiet treten noch weitere Einflussfaktoren auf, für die negative Auswirkungen auf die Vitalität von Bäumen beschrieben wurden. Zu nennen sind hier abiotische Ursachen wie die Deposition von Ozon und Kerosin oder die Störung des Waldinnenklimas durch die Zerschneidung der Waldkomplexe bei Baumaßnahmen. Zu den negativen biotischen Einflüssen, die im hessischen Ried eine größere Rolle spielen, sind u. a. die Fraßschäden durch diverse Insekten (z. B. Schwammspinner, 'Eichen-Fraßgesellschaft', Kiefernspinner, Engerlinge der Blatthornkäfer) sowie der Befall mit Misteln und diversen Pilzen zu zählen (SCHWERDTFEGGER 1981). Diese in der Praxis durchaus relevanten Risikofaktoren konnten aufgrund fehlender Daten nicht spezifiziert werden, sind aber im Gesamtniveau der Mortalität mit enthalten.

Zusammenfassung

Die Wälder im Hessischen Ried weisen seit Jahren eine schlechte Vitalität und eine erhöhte Mortalität auf. Im Zusammenhang mit den massiven Grundwasserabsenkungen im Untersuchungsgebiet sollte u. a. der Einfluss von Grundwasseränderungen auf die Bestände analysiert und für weitere Simulationen quantifiziert werden. Auf Grundlage von 130 Weiser-, 2 Versuchsflächen und 21 WZE-Punkten wurde für die Baumarten Eiche, Buche und Kiefer jeweils ein Modell zur Berechnung von Überlebenswahrscheinlichkeiten entwickelt. Zur Anwendung kam dabei das *Cox-proportional-hazard-model* unter Einbindung von zeitabhängigen Kovariablen. Am Beispiel der Eiche wurde dargelegt, welche der untersuchten Kovariablen einen signifikanten Einfluss auf das Modell haben, wie sich der jeweilige Modelleffekt darstellt und wie stark sich Veränderungen der Kovariablen auf die Überlebenswahrscheinlichkeiten auswirken. Positive Wirkungen wurden beobachtet bei überdurchschnittlicher BHD-Entwicklung, auf sandigen Bodensubstraten, bei hoher Wasserspeicherkapazität der Böden, bei hohen Grundwasserständen und bei ehemaligen Grundwasserständen von ca. 2,5 m unter Flur. Negative Effekte ergaben sich somit für eine unterdurchschnittliche BHD-Entwicklung, für tonige Substrate, niedrige nFK-Werte, niedrige Grundwasserstände und frühere Grundwasserstände die höher oder aber niedriger als 2,5 m lagen. Von den neun untersuchten Kovariablen führten die Bestandesdichte, die Dichte der Maikäferengerlinge und die Witterung in jährlicher Auflösung zu keiner signifikanten Verbesserung des Modells.

Literaturverzeichnis

- AG-BODEN: Bodenkundliche Kartieranleitung. Hannover, 438 S., 2005
- ALTHERR, E.: Zur Beurteilung forstwirtschaftlicher Schäden im Absenkungsgebiet von Wasserwerken, AFZ 26, S. 441-442, 1971
- ALTMANN, D. G., DE STAVOLA, B.: Practical Problems in fitting a proportional hazard model to data with updated measurements of the covariates. *Statistics in Medicine*, 13, 301-341, 1994
- AYDEMIR, S., AYDEMIR, Ü., DIRSCHEDEL, P.: Survivalanalysen mit Berücksichtigung der zeitlichen Kovariablenentwicklung in klinischen Studien. Paper 44, SFB 386, 40 S., 1996
- BRECHTEL, H. M.: Bestimmung der Menge und Tiefe des Bodenwasseraufbrauchs von Waldbeständen auf Lockersedimenten mit abgesenktem Grundwasser. *Mitt. Der Forstl. Bundes-Versuchsanstalt Wien*, Heft 140, S. 127-148, 1981
- COX, D. R.: Regression Models and Life Tables (with Discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34: 187-220, 1972
- De Martonne, E.: Une nouvelle fonction climatologique: l'indice d'aridité. *La Météorologie* 2: 449-458, 1926
- ĎURSKÝ, J.: Modellierung der Absterbeprozesse in Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche. *AFJZ* 168. Jahrgang, S. 131-134, 1997
- FOX, J.: Cox Proportional-Hazards Regression for Survival Data, 18, <http://cran.r-project.org/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-cox-regression.pdf>, 2002
- FOX, J. Introduction to Survival Analysis. Lecture Notes for 'Statistical Applications in Social Research', <http://socserv.mcmaster.ca/jfox/Courses/soc761/survival-analysis.pdf>, 2006
- GLOMB, P.: Statistische Modelle und Methoden in der Analyse von Lebenszeitdaten. Dipl. Arb., Univ. Oldenburg, Diplomstudiengang Mathematik, 153 S., 2007
- HAUSCHILD, R., HEIN, S.: Zur Hochwassertoleranz von Laubbäumen nach einem extremen Überflutungsereignis - Eine Fallstudie aus der südlichen Oberrheinaue. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.*, 180. Jg., 5/6, S.100-109, 2009
- HE, F., ALFARO, R.I.: White pine weevil attack on white spruce: A survival time analysis. *Ecological Applications*, 10(1), S. 225-232, 2000
- HKS: Messung und Sortierung von Rohholz. Sächsisches Staatsministerium für Landwirtschaft, Ernährung und Forsten, 1997
- HMULF: Hessische Anweisung für Forsteinrichtungsarbeiten (HAFEA). *Staatsanzeiger für das Land Hessen*, 39, 3680-3728., 74 S., 2002
- JACOBSEN, C.: Forstökologische Beweissicherung Hessisches Ried - 4. Zwischenbericht. 2009
- KAPLAN, E. L., MEIER, P.: Nonparametric Estimation from Incomplete Observation, 1958
- KNAPP, R.: Die Pflanzengesellschaften Mitteleuropas. Stuttgart: E. Ulmer, 94 S., 1948
- KNEIB, T.: Mixed model-based inference in geoadditive hazard regression for interval-censored survival times. *Computational Statistics and Data Analysis*, 51, 777-792, 2006
- LEHNARDT, F., BRECHTEL, H. M.: Schöpftiefe und effektiv nutzbare Bodenwasserspeicherung der wichtigsten Bodeneinheiten von grundwasserabgesenkten Waldstandorten im Hessischem Ried. *Z. f. Kulturtechnik und Flurbereinigung* 26, S. 138-149, 1985
- LUDWIG-MAYERHOFER, W.: ILMES –Internet-Lexikon der Methoden der empirischen Sozialforschung. http://www.lrz.muenchen.de/~wlm/ilm_v8.htm (30.06.2009), 2009
- MAGNUSSEN, S., ALFARO, R.I., BOUDEWYN, P.: Survival time analysis of white spruce during spruce budworm defoliation. *Silva Fennica* 39 (2), S. 177-189, 2005
- PAAR, U., DAMMAN, I., GAWEHN, P., WENDLAND, J., EICHORN, J.: Waldzustandsbericht 2010. Hrg.: Hessisches Ministerium für Umwelt, ländlichen Raum und Verbraucherschutz, 32 S., 2010
- PRIES, L., ALTSTÄDT, N., VELBECKER, K.: Gefährdung der Wälder im Rhein-Main-Gebiet - Konzepte zur Walderhaltung und Waldstabilisierung. *Mitteilungen der Hessischen Landesforstverwaltung*, Band 35, 243 S., 1999
- RAISSI, F., MÜLLER, U., MEESENBURG, H.: Ermittlung der effektiven Durchwurzelungstiefe von Forststandorten. 3rd ed., *GeoFakten* 9, 2009
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2010
- REHFUESS, K. E.: Waldböden – Entwicklung, Eigenschaften und Nutzung. 2. Aufl., Verlag Paul Parey Hamburg und Berlin, 1990
- RIEBELING, R., HOCKE, R.: Forstlich-ökologische Stellungnahme zu den Infiltrationsanlagen Allmendfeld und Jägersburger Wald. FEA, Hessische Forsteinrichtungsanstalt, 14 S. und Anlagen. *AZ.: Z 81.946*, 1988
- SACHS, L., HEDDRICH, J.: *Angewandte Statistik – Methodensammlung mit R*. 12. Aufl., Springer, Berlin, 2006
- SCHWERDTFEGGER, F.: *Die Waldkrankheiten - Ein Lehrbuch der Forstpathologie und des Forstschutzes*. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 1981

- STAUPENDAHL, K.: Ermittlung von Überlebenswahrscheinlichkeiten zur betriebswirtschaftlichen Bewertung baumarten-, struktur- und standortsbedingter Risiken. Projektbericht für die Landesforsten Rheinland-Pfalz (unveröff.), 2009
- STAUPENDAHL, K.: Modellierung der Überlebenswahrscheinlichkeit von Waldbeständen mithilfe der neu parametrisierten Weibull-Funktion: Forstarchiv 82, Heft 1, S. 10-19., 2011
- THERNEAU, T. M., GRAMBSCH, P. M.: Modelling Survival Data – Extending the Cox Model. Springer-Verlag New York Berlin Heidelberg, 350 S., 2000
- THERNEAU T.M., LUMLEY T.: Survival: Survival analysis, including penalised likelihood. R package version 2.35-8. URL: <http://CRAN.R-project.org/package=survival>, 2009
- VARGAS-LARETTA, B., WEHENKEL, C., CORRAL-RIVAS, J.J.: Mortalitätsschätzungen in strukturreichen Mischbeständen im Bundesstaat Durango, Mexiko. Allg. Forst- u. J.-Ztg., 181. Jg. 7/8, S. 160-167, 2010
- ZIMMERMANN, H.: Wurzelstudien an einzelnen Wirtschaftsholzarten im Diluvium der Rhein-Main-Ebene. FENA Gießen, 76 S., 1951

Ertragskundliche Orientierungsgrößen für eine "klimaoptimale" Waldbewirtschaftung

Joachim Rock

Johann Heinrich von Thünen-Institut, Institut für Waldökologie und Waldinventuren, Alfred-Möller-Str. 1, 16225 Eberswalde

Einleitung

An die Waldbewirtschaftung werden zunehmend Forderungen nach einer möglichst „klimafreundlichen“ oder „klimaoptimalen“ Bewirtschaftung gestellt. Auf diese Weise soll der Beitrag des Waldes zur Erreichung von Klimazielvorgaben maximiert bzw. optimiert werden. Die vorgeschlagenen Maßnahmen lassen sich grob in zwei Hauptzielrichtungen unterteilen: einerseits die Erhöhung der Kohlenstoffspeicherung im Wald durch Vorratsanreicherung oder Totholzbelassung, andererseits eine verstärkte Holznutzung als direkter und indirekter Ersatz für fossile Brennstoffe. Baumarten- bzw. Herkunftswahl sind bei langfristigen Betrachtungen ebenfalls zu berücksichtigen. In diesem Beitrag wird am Beispiel verschiedener Fichten-Bewirtschaftungsmodelle der Frage nachgegangen, welche Orientierungsgrößen für eine Beurteilung der „Klimawirksamkeit“ der Waldbewirtschaftung bestehender Bestände herangezogen werden können und welche Auswirkungen die Wahl des Bezugsmaßstabes haben kann.

Waldbewirtschaftung und Treibhausgasinventarisierung im Wald

Die Frage nach einem „klimaoptimalen“ Waldbau hat zwei Komponenten, eine aktive und eine passive. Die eher passive Komponente besteht in der Angepasstheit und Anpassungsfähigkeit der Wälder an absehbare klimawandelbedingte Änderungen, die aktive Komponente betrifft die Fähigkeit der Wälder, diese Änderungen abzumildern oder anderweitig zu beeinflussen. Der Bereich der Anpassung bzw. Angepasstheit ist dem Waldbau zuzurechnen und wird deshalb hier nicht weiter betrachtet. Dieser Beitrag geht der Frage nach, wie die Wirkung der Waldbewirtschaftung auf die Konzentration von CO₂ in der Atmosphäre erfasst werden kann und welche Schlussfolgerungen dies für die Bewirtschaftung einzelner Bestände ergibt.

Für die Beurteilung der THG-Emissionen sind die berücksichtigten Systemgrenzen wichtig. Die derzeitigen Regeln der Klimarahmenkonvention und des Protokolls von Kyoto verlangen die Erfassung von Emissionen nach dem Schema

$$\text{Emission} = \text{Aktivitätsrate} * \text{Emissionsfaktor} \quad [1]$$

oder

$$\text{Emission} = \text{Vorrat am Ende der Periode} - \text{Vorrat am Anfang der Periode} \quad [2]$$

In [2] ist die Emission die Nettoänderung des in einem Speicher (pool) enthaltenen Vorrats an Treibhausgasen bzw. deren Grundsubstanzen (im Wald: Kohlenstoff). Für den Bereich Wald und Holz wird die Nettoänderungen der Kohlenstoffvorräte zwischen 2008 und 2012 durch die Inventurstudie 2008 und die 3. Bundeswaldinventur ermittelt werden [Gleichung 2]. Der getätigte Einschlag wird nicht separat erfasst (das wäre eine doppelte Verbuchung als Emission), da keine Flussbilanzierung erfolgt. Somit kann jedoch auch nicht direkt erhoben werden, was an Kohlenstoff aus dem Wald in die Produktverwendung fließt¹. Die durch Holzverwendung in anderen Sektoren eingesparten fossilen Brennstoffe bewirken dort eine Reduktion der Aktivitätsrate (z. B. weniger Verbrauch von Heizöl pro Jahr in der Bundesrepublik) und generieren damit eine Emissionsminderung, die dem jeweiligen Sektor zugerechnet wird. Diese Substitutionseffekte werden, da insgesamt die Bundesrepublik Deutschland und nicht ein Wirtschaftssektor Bezugsinheit der Treibhausgasberichterstattung ist, nicht gesondert ausgewiesen. Dieses Vorgehen ist auf der Ebene des Kyoto-Protokolls einfach, übersichtlich und angemessen. Eine Fokussierung auf den Sektor Wald führt unter diesen Bedingungen jedoch dazu, dass die Effekte in anderen Sektoren übersehen werden (zumal sie nicht so einfach wie im Wald gemessen werden können) und eine Vorratsanreicherung im Wald als sehr gute Möglichkeit zur Minderung der THG-Emissionen erscheint. Um die Klimawirksamkeit der Bewirtschaftung komplett beurteilen zu können, müssen die (indirekten) Substitutionseffekte zusätzlich zu den Änderungen der Kohlenstoffspeicherung im Wald erfasst werden.

Substitution – echter Effekt oder „nur“ Potential?

Die Substitutionsleistung von Holz ist über vergleichende Lebenszyklusanalysen von Produkten bestimmbar. Hierbei werden Funktionsäquivalenz und gleiche Nutzungsdauern vorausgesetzt. Hat ein Produkt aus Holz eine z. B. dreimal so große Lebensdauer wie ein Produkt aus Kunststoff müssen die Emissionen des Kunststoffproduktes dreifach gewertet werden. Herstellungsenergie und Pflege bzw. Wartung müssen ebenfalls bedacht werden. Die Substitutionseffekte sind in zwei Bereiche zu trennen: energetische und materielle Substitution. Bemessen werden

¹ Der Produktspeicher wird in der ersten Verpflichtungsperiode nicht angerechnet. Er wird wahrscheinlich in der 2. VP berücksichtigt werden. Der „inflow“ wird dann aus Produktionsstatistiken erhoben.

sie über die Differenz der Treibhausgasemissionen, gewichtet mit dem unterschiedlichen Einsatz von Kohlenstoff aus Holz (Gleichung 3):

$$SE = \frac{(\text{Emissionen ohne Holzeinsatz [t C]} - \text{Emissionen mit Holzeinsatz [t C]})}{\text{Differenz Holzeinsatz [t C]}} \quad [3]$$

Bei einer sehr engen Betrachtungsweise werden nur Verschiebungen bei konstanter Marktgröße als echte Substitution gewertet. Eine Marktausweitung würde dann, da die Emissionen insgesamt nicht zurückgehen, auch keine Substitution bewirken, selbst wenn die Ausweitung komplett Holz basiert erfolgte. Marktgrößen sind jedoch exogen bestimmt und nicht von der Verfügbarkeit von Holz generell abhängig. Das bedeutet, dass bereits verwendetes Holz ebenfalls eine Substitutionswirkung besitzt, da in fast allen Fällen beim Verzicht auf Holz funktionsäquivalente Güter aus anderen Materialien verwendet werden. Wenn z. B. kein Küchenstuhl aus Holz verfügbar ist wird ein Stuhl aus Metall und Kunststoff seinen Platz einnehmen. Vereinfachend wird angenommen, dass sich die Marktanteile der „Nichtholzprodukte“ gegeneinander nicht verschieben, wenn mehr oder weniger Holz eingesetzt wird, da sich sonst die Substitutionsfaktoren ändern: Stahl und Aluminium z. B. haben unterschiedliche Emissionen und wenn durch den Einsatz von „mehr Holz“ Aluminiumprodukte aus diesem Marktbereich verdrängt werden ändert sich natürlich der Substitutionseffekt von „Holz zu Alu-Stahl-Mix“ auf „Holz zu Stahl“.

Eine vom Wald ausgehende Betrachtung steht vor dem Problem, dass eine Nachverfolgung des Einschlags durch die Produktkette inklusive der Nebenprodukte und ihrer jeweiligen Verwendung nicht möglich ist. Die Verwendungsmöglichkeiten sind zu vielfältig. In dieser Studie wird deshalb eine vergleichsweise geringe materielle Substitutionsleistung angenommen, die zudem auf eine sehr pessimistische Sortierung des Holzes angewendet wird. Eine Kaskadennutzung wird nicht angenommen. Die energetische Substitution wird auf den gesamten Einschlag bezogen, da alles Holz entweder als Brennholz oder am Ende der Nutzungsdauer verbrannt wird. Hierbei wird unterstellt, dass entweder in den Müllverbrennungsanlagen eine Kraft- und / oder Wärmenutzung stattfindet oder aber die Mitverbrennung von Holz notwendig ist, um Haushaltsabfälle etc. verbrennen zu können, die Verbrennung also einem zusätzlichen Zweck dient, für den sonst fossile Brennstoffe eingesetzt worden wären. Die angenommene Höhe der energetischen Substitution beträgt 0,5

Junge Bestände können eine Substitutionsleistung in Höhe der energetischen Substitution generieren, die mit zunehmendem Bestandesalter auf 1,4 (energetische und materielle Substitution) steigt. Dies reflektiert einerseits die Zunahme an höherwertigeren Sortimenten, ist jedoch im Vergleich zu den Ergebnissen einer internationalen Metastudie konservativ genug, um keine Überschätzung zu bewirken. Der Wert entspricht in etwa den einschlagssortierungsbezogenen Angaben von PROFFT für Thüringen und von WERNER et al. für die Schweiz. RÜTER (2011) und RÜTER et al. (2011) kommen unter Verwendung der Holzeinschlagsstatistik und des für die Treibhausgasberichterstattung vorgesehenen HWP-Modells² zu geringeren Zahlen (insgesamt 1,12), erfassen jedoch methodenbedingt die Verwendung von ca. einem Viertel des Einschlags nicht. Wird dieses wenigstens mit energetischer Substitution mit berücksichtigt steigt der Substitutionsfaktor auf 1,35 (ROCK und BOLTE 2011).

Bestandesbehandlung – drei Varianten als Beispiel

Die Treibhausgasberichterstattung benutzt andere Termini als sie im forstlichen Gebrauch üblich sind (Tabelle 1). Statt des volumenbezogenen laufenden oder durchschnittlichen Zuwachses stehen in der Treibhausgasbilanzierung die Kohlenstoffmassen im Fokus. Andere Treibhausgase als CO₂ werden bei der Berichterstattung in den Bereichen Böden und bei Waldbränden erfasst. Informationen über die Auswirkungen unterschiedlicher Waldbauverfahren auf z. B. stickstoffbasierte THG sind derzeit noch zu dürftig, als dass sie bei der Berichterstattung berücksichtigt werden könnten und sie werden deshalb hier nicht weiter berücksichtigt.

Tabelle 1: Begriffen aus der Treibhausgasberichterstattung und Entsprechungen bzw. Herleitungen aus der Forstwirtschaft

Treibhausgasberichterstattung	Forstwirtschaft
Kohlenstoffsinkenleistung (Senke, brutto)	laufender Zuwachs (IZ)
Speicher	verbleibender Bestand, Vorrat
Emission	Nutzung (= IZ – Nettozuwachs im Bestand (IBZ))
Substitution	Nutzung * Substitutionspotential (SP)
entgangene Substitution	Vorrat * SP

² HWP: Harvested Wood Products, Holzprodukte
DVFFA – Sektion Ertragskunde, Jahrestagung 2011

Zur Veranschaulichung der Beurteilungsspannen werden drei Varianten untersucht. Hierfür dienen Ertragstafeln als einheitliche, bekannte kombinierte Wachstums- und Behandlungsmodelle. Alle drei Beispiele sind gut wüchsige Fichtenbestände.

Variante 1: I. Ertragsklasse nach Assmann & Franz (1962)

Variante 2: I. Ertragsklasse nach Wiedemann (1942), starke Durchforstung

Variante 3: II. Ertragsklasse nach Wiedemann (1942), mäßige Durchforstung

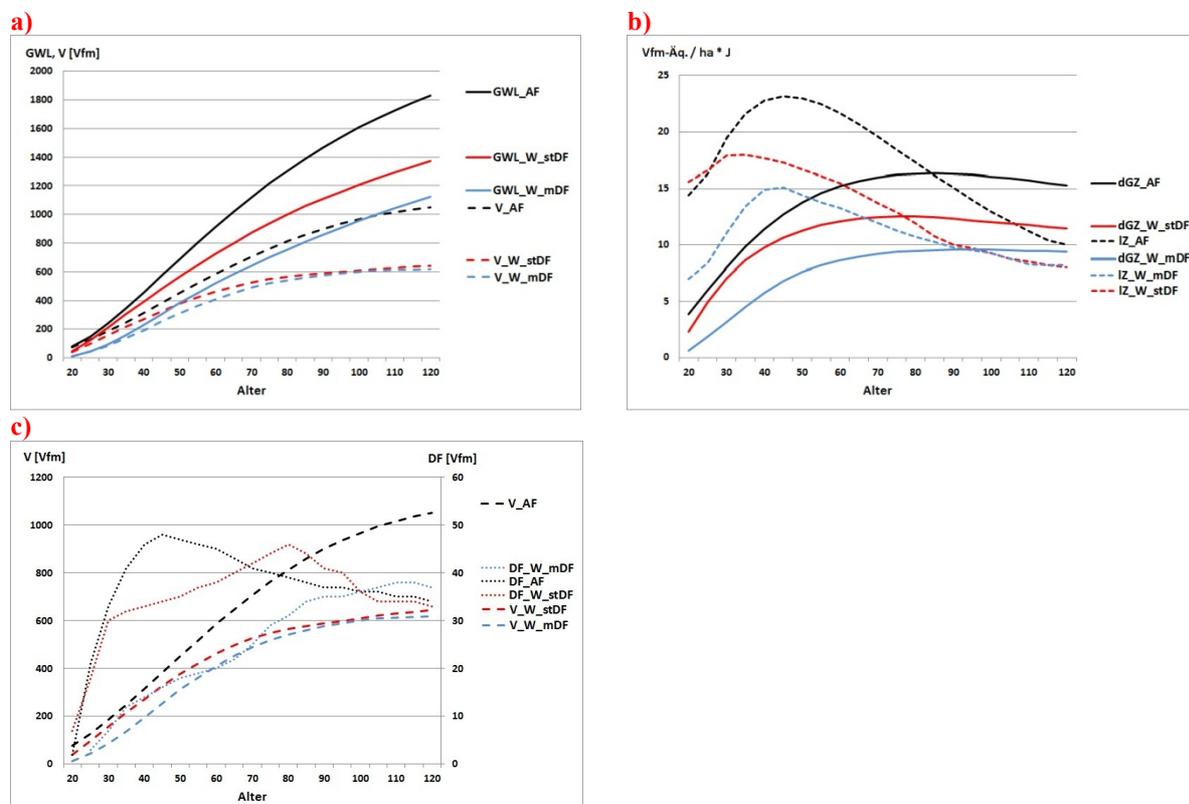


Abbildung 1: Vergleich der drei Beispielsvarianten a) Gesamtwuchsleistung (GWL) und Vorrat (V), b) dGZ und IZ, c) Durchforstungsmengen (DF, zum Vergleich mit Vorratsentwicklung). AF: I. EKI. nach Tafel von Assmann & Franz; W_stDF: I. EKI. nach Wiedemann, starke Durchforstung; W_mDF: II. EKI. nach Wiedemann, mäßige Durchforstung.

Die Bestandesentwicklung nach Assmann & Franz (AF) ist durch frühe, starke Eingriffe und ab mittlerem Alter zurückgehender Durchforstungsintensität gekennzeichnet (Abb. 1c). Sie zeigt die größte Gesamtwuchsleistung und den höchsten verbleibenden Vorrat (Abb. 1a) sowie die insgesamt höchsten Zuwachswerte (Abb. 1b). Die Entwicklung nach Wiedemann, I. EKI., starke Durchforstung (W_st) zeigt deutlich niedrigere Vorratswerte und anfangs starke, dann zurückgehende Durchforstungsmengen. Die mäßige Durchforstung (II. EKI., W_m) hat eine der starken Durchforstung sehr ähnliche Vorratsentwicklung, aber relativ geringe Durchforstungsmengen (Abb. 1c). Alle drei Varianten haben in höheren Altern nahezu gleiche Durchforstungsanfänge. Die Dimensionen der Einzelbäume sind bei W_m etwas schwächer als bei AF und W_st. Dies hat einen Einfluss auf die Substitutionen, der jedoch nicht genau quantifiziert werden kann und deshalb vernachlässigt wird. Es wird angenommen, dass die Substitution in allen Fällen bis zum Alter 80 linear auf das Niveau von 1,4 steigt.

Bewertungskriterien im Vergleich

In der Ertragskunde sind verschiedene Ansätze zur Bestimmung optimaler Produktionszeiten bekannt. Mögliche Bemessungsgrößen sind z. B. der laufende und der durchschnittliche Gesamtzuwachs für volumenbezogene Analysen. Wertschöpfungsbezogene Analysen können hier nicht durchgeführt werden, da keine Informationen über Sortimente, Holzqualitäten, Erntekosten, Brennstoffpreise und CO₂-Zertifikatpreise vorliegen und eine Einbeziehung geschätzter Werte zusätzliche Unsicherheiten in die Analyse eingeführt hätte. Analog zu den Zuwachsgrößen werden laufende und die durchschnittliche Kohlenstoffsequestrierung (inklusive Substitution) berechnet.

Die laufende Sequestrierung errechnet sich über:

$$\begin{aligned}
 \text{Ifd. Seq.} &= \text{Aufnahme} - \text{Nutzung} + \text{Substitution} - \text{entgangene Substitution} & [4] \\
 &= LZ - (LZ - LBZ) + (LZ - LBZ) * SP - LBZ * SP \\
 &= LBZ + LZ * SP - 2 * LBZ * SP
 \end{aligned}$$

Hieraus ergibt sich für die drei Varianten eine optimale Produktionszeit nach maximalem laufendem Zuwachs (LZ_max, Abb. 2a, Tab. 2) von 35 – 45 Jahren, nach maximaler laufender Sequestrierung (Ifd. Seq., Abb. 2a) von ca. 40 bis 115 Jahren. Die laufende Sequestrierung zeigt einen durch die Durchforstungen überprägten Verlauf: nach einem relativ frühen lokalen Maximum sinkt die C-Netto-Neuspeicherungsrate ab und steigt dann in höheren Altern wieder an, wobei eine Bestandesentwicklung entsprechend der Ertragstafel von Assmann & Franz das frühe Maximum nicht mehr erreicht. Die absoluten Maxima liegen deutlich weiter auseinander als beim laufenden Zuwachs alleine. Anders als bei der klassischen Betrachtung von LZ und dGZ schneiden sich die Kurven von laufender und durchschnittlicher Sequestrierung nicht, wie ein Vergleich von Abb. 2a und 2b zeigt.

Wird der stehende Vorrat mit bewertet – da er ja ebenfalls genutzt werden kann – verändert sich die Gleichung [4] zu [5]:

$$\begin{aligned}
 |\text{Ifd. Seq.} + V| &= V + LBZ + (LZ - LBZ) * SP - V * SP - LBZ * SP & [5] \\
 &= V * (1 - SP) + LBZ * (1 - SP) + (LZ - LBZ) * SP
 \end{aligned}$$

Die laufende Sequestrierung unter Einbeziehung des Vorrats kulminiert bei ca. 35 bzw. 40 Jahren und fällt bei einer Sortimentsstruktur, die einen Substitutionseffekt wenigstens von 1 erzielt, auf null. Der Knick im Kurvenverlauf entsteht durch das Erreichen des Substitutionspotentials 1,4 im Alter 80.

Betrachtet man statt der laufenden die durchschnittliche Zuwachsleistung, so kulminiert diese nahezu einheitlich bei 80 – 90 Jahren. Die durchschnittliche Sequestrierung wird analog zur laufenden Sequestrierung berechnet (Formel 4) und hat, abhängig vom Verlauf der Entnahmen und der Substitutionspotentiale der erreichbaren Sortimente, lokale Maxima in relativ frühen Altersklassen, fällt anschließend und steigt dann gegen Ende der in den Ertragstafeln erfassten Zeiträume wieder leicht über diese frühen Maxima (Abb. 2b). Hiernach wäre eine möglichst lange Produktionszeit klimagünstig. Wird der Vorrat einbezogen ist das Ergebnis gleich der Betrachtung des laufenden Zuwachses und der laufenden Sequestrierung: die Kulmination erfolgt bei ca. 35 bzw. 40 Jahren und ab einem durchschnittlichen Substitutionspotential von 1,0 (im Beispiel im Alter von 60 Jahren) ist ein weiteres Belassen des Bestandes negativ für die Treibhausgasbilanz (Abb. 2d).

Orientiert man sich an der laufenden Sequestrierung, sind die „klimaoptimalen“ Alter die Phasen der stärksten Durchforstungseingriffe. Entweder ist dann bei geringer Substitutionsleistung der Zuwachs im Bestand noch sehr hoch (AF), oder aber die Substitutionsleistung des geernteten Holzes ist hoch (W_m , W_{st}). Die durchschnittliche Sequestrierung steigt immer weiter an, zumindest in dem hier betrachteten Zeitraum und bei den hier berücksichtigten Behandlungsmodellen. Da die erzielte Substitutionsleistung auch stetig anwächst ist dieser Effekt zu erwarten.

Der stehende Bestand kann technisch jederzeit genutzt werden. Sein Substitutionspotential muss deshalb als Investition (bzw. entgangene Substitution) bilanziert werden. Jenseits des Alters, in dem der Bestand eine Sortimentsstruktur, die einen Substitutionseffekt von 1,0 generieren kann, erreicht ist eine Nutzung des Holzes klimafreundlicher als ein Stehenlassen des Bestandes. Dies setzt allerdings voraus dass die angenommene Substitution auch erreicht wird. Die Beurteilung hängt somit von der Marktsituation ab: können die entsprechenden Produktionslinien das Holz aufnehmen ist der Einschlag angeraten. Anderenfalls ist ein Belassen im Wald „klimagünstiger“.

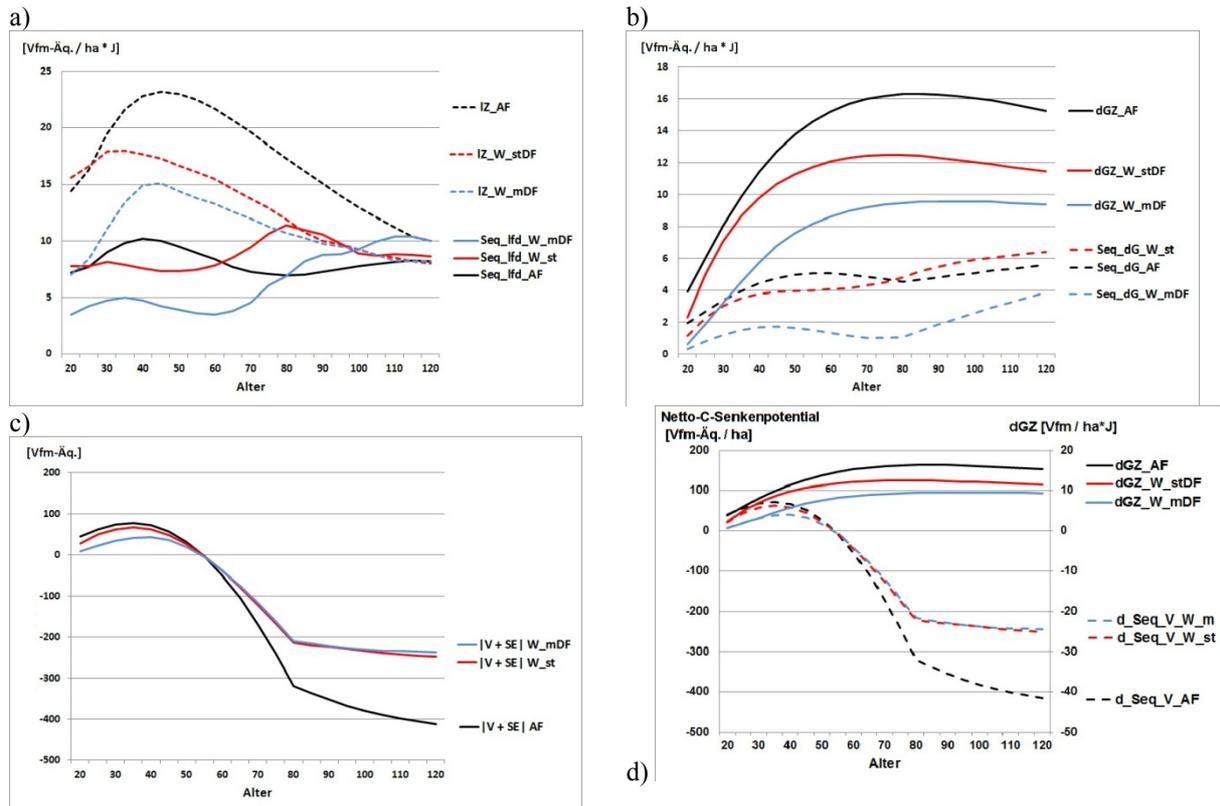


Abbildung 2: Kohlenstoffsequestrierung der drei Beispiele unter Einbeziehung der Substitutionseffekte. a) IZ und laufende Sequestrierung, b) dGZ und durchschnittliche Sequestrierung, c) laufende Sequestrierung mit Bewertung des Vorrats, d) durchschnittliche Sequestrierung mit Bewertung des Vorrats (dGZ zu Vergleichszwecken mit abgebildet). AF: I. Ekl. nach Tafel von Assmann & Franz; W_stDF: I. Ekl. nach Wiedemann, starke Durchforstung; W_mDF: II. Ekl. nach Wiedemann, mäßige Durchforstung.

Tabelle 2: optimale Produktionszeiten und Beurteilungsgrundlagen (Annahmen: maximales SP von 1,4, nach 80 Jahren erreicht).

Variante	Bemessungsgundlage		Lfd. Seq.	Seq_dG	Lfd. / D_Seq + Vorrat
	IZ max	IZ = dGZ (dGZmax)			
AF I.	45	85 – 90	35 – 40	∞	35
W st	35	75 – 80	80 – 85	∞	35
W m	45	95 – 100	110 – 115	∞	40

Drei Aspekte sind in dieser Arbeit nicht näher untersucht worden oder werden hier nicht dargestellt: weitere Baumarten, verschiedene Substitutionspotentiale bei leicht unterschiedlicher Dimensionierung und die Auswirkungen auf andere Speicher (Boden und Totholz). Die Entwicklung im Bodenspeicher wird nach derzeitiger Kenntnis von den gängigen waldbaulichen Verfahren nicht negativ beeinflusst. Solange keine extremen Freistellungen oder Landnutzungsänderungen vorgenommen werden, kann dieser Speicher deshalb für die hier vorliegende Fragestellung außer Acht gelassen werden. Das Belassen von Totholz im Wald ist im Hinblick auf Klimaschutzaspekte sehr negativ zu beurteilen. Einer nur verzögerten, ohne materielle oder energetische Substitutionseffekte generierenden Kohlenstofffreisetzung muss die durch den Verzicht auf die Nutzung bedingte negative Substitution hinzuaddiert werden. In dieser Studie wird deshalb davon ausgegangen, dass kein Derbholz als Ernterrückstand oder natürlich entstandenes Totholz im Wald verbleibt.

Die Verläufe der Kurven werden durch die Entwicklung der Substitutionspotentiale über das Alter des Bestandes und durch die Vornutzungsmengen bestimmt. Bei anderen Baumarten sehen die Kurvenverläufe daher im Prinzip sehr ähnlich aus. Bei gut wüchsigen Buchen (im Beispiel I. Ekl. nach Schober 1967, mäßige Durchforstung; Abb. 3) sind maximaler Durchforstungsmengenanfall und maximale laufende Sequestrierung bei ca. 120 Jahren erreicht, dGZ und durchschnittliche Sequestrierung steigen bis an das Ende des betrachteten Zeitraumes an, und bei Berücksichtigung der Potentiale im Vorrat fallen die Kurven bei Erreichen eines Substitutionspotentials von 1,0 (im Alter 80) unter die Nulllinie (Abb. 3). Optimale Produktionszeiten wären nach IZ ca. 70 Jahre, dGZ und durchschnittliche Sequestrierung kulminieren im Betrachtungszeitraum nicht und die maximale laufende

Sequestrierung (ohne den stehenden Vorrat zu berücksichtigen) wird im Alter von ca. 120 Jahren erreicht. Bei Einbeziehung des Vorrats kulminieren laufende und durchschnittliche Kohlenstoffaufnahme allerdings bereits bei ca. 55 Jahren, also noch vor Erreichung des maximalen IZ.

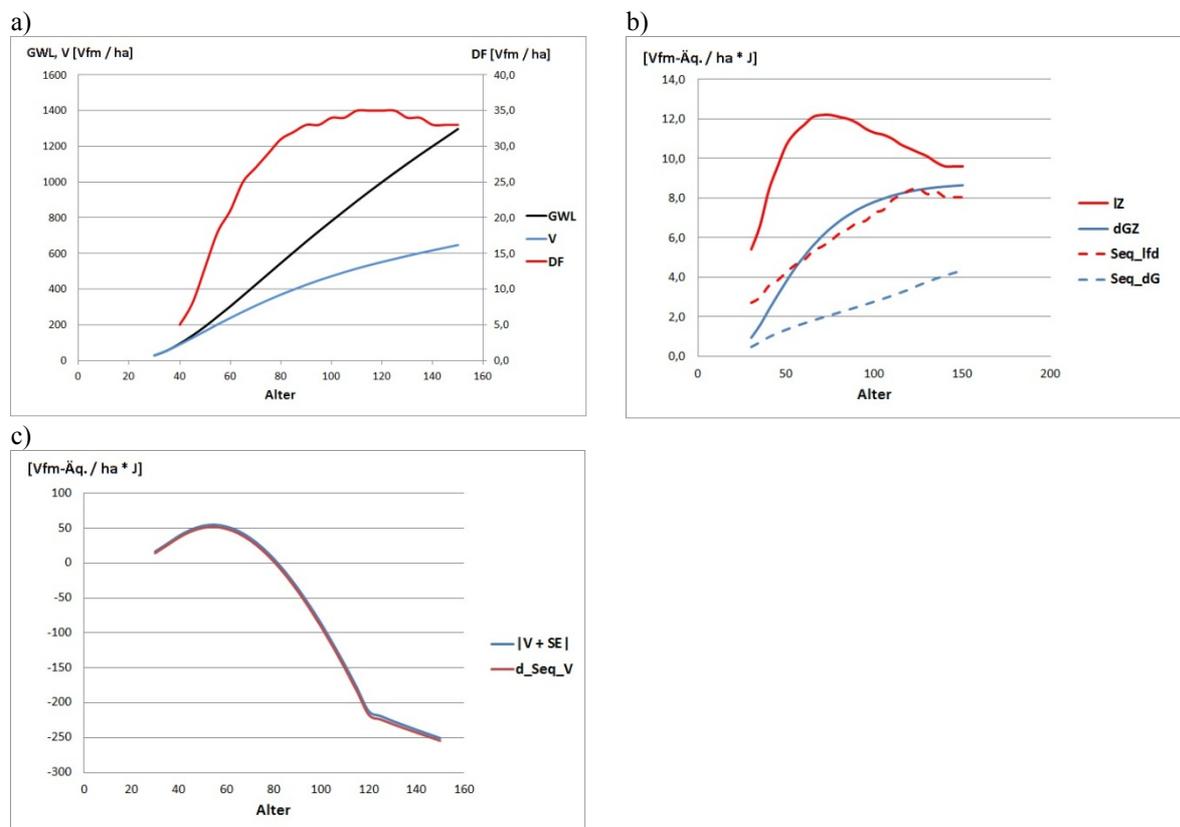


Abbildung 3: Kohlenstoffsequestrierung bei Buche (I. EKL., Schober 1967, mäßige Durchforstung). a) Gesamtumsatzleistung (GWL), Vorrat (V) und Durchforstungsanfälligkeit (DF), b) laufender (IZ) und durchschnittlicher Gesamtzuwachs (dGZ), laufende (Seq_lfd) und durchschnittliche C-Aufnahme (Seq_dG), c) laufende ($|V + SE|$) und durchschnittliche Sequestrierung (d_{Seq_V}) mit Einbeziehung des stehenden Vorrats.

Die Berücksichtigung unterschiedlicher Dimensionen in den drei Varianten hätte die Kurvenverläufe zueinander verschoben, jedoch keine generelle Änderung in den Aussagen bewirkt. Ziel der Studie war die Untersuchung des allgemeinen Verhaltens der Sequestrierung und das Aufzeigen von Tendenzen, nicht die jahrgenaue Terminierung von Maxima bzw. Optima. Da die realen Wuchs-, Ernte- und Verwendungsbedingungen zu variabel für eine „punktgenaue“ Bestimmung sind werden sich entsprechende Berechnungen nur am konkreten Einzelbestand und mit sehr hohem Aufwand durchführen lassen.

Schlussfolgerungen:

Wie klar zu sehen ist hat das Substitutionspotential einen maßgeblichen Einfluss auf die Gesamtbilanz und die Wahl der Bemessungsgrundlage ist entscheidend für die Bestimmung des „klimaoptimalen“ Produktionszeitpunktes. Wird vor Allem auf eine möglichst hohe laufende C-Aufnahme Wert gelegt und / oder das Substitutionspotential des stehenden Vorrats mit berücksichtigt, so sind bei Behandlungsschemata mit sehr frühen, starken Eingriffen kurze Produktionszeiten günstig. In den vorliegenden Beispielen wird die maximale laufende Sequestrierung etwa bei der Hälfte der am dGZ orientierten Produktionszeit und sogar noch vor der Kulmination des IZ erreicht.

Wird eher mäßig und in höheren Altern eingegriffen, dann sind gleiche oder tendenziell etwas längere Produktionsdauern als nach klassischer Herangehensweise zielführend. Wird statt der laufenden die durchschnittliche C-Aufnahme als Maßstab genommen – was sich bei der Gesamtbetrachtung anbietet – wird im betrachteten Zeitraum kein absolutes Maximum erreicht. Es wäre demnach optimal, den Bestand so lange der Zuwachs nicht drastisch einbricht zu halten und eben diesen Zuwachs zu nutzen. Nimmt man an, dass die Varianten AF und W_st auf identischem Standort stocken, unterscheiden sich beide Behandlungsvarianten in der hier vorgestellten Untersuchung nicht so weit, dass man eine von beiden als unter Klimaschutzgesichtspunkten überlegen erkennen könnte.

Die Mitberücksichtigung der Substitutionspotentiale des stehenden Bestandes führt zu entgegengesetzten Ergebnissen: Wird ein Eingriff in den Vorrat über das in den Ertragstafeln unterstellte Niveau hinaus zugelassen wird das Alter für die Produktionszeit entscheidend, in dem der Bestand eine Sortimentsstruktur erreicht, die einen

Substitutionseffekt von 1,0 generieren kann. Die Auswirkungen der Bewirtschaftung auf die Treibhausgasbilanz hängen somit von den Produktmärkten inklusive der Alternativprodukte ab. Jenseits dieses Alters ist eine Nutzung des Holzes klimafreundlicher als ein Stehenlassen des Bestandes, unabhängig davon, ob laufende oder durchschnittliche Sequestrierung betrachtet wurden. Das bedeutet: die Ausnutzung einer möglichst hohen durchschnittlichen Sequestrierung ist nur so lange zielführend, wie oberhalb der 1,0-Schwelle kein Produktmarkt das Holz aufnehmen möchte. Dies setzt voraus, dass die angenommene Substitution auf den an dem Holz interessierten Märkten auch erreicht wird, das Holz also in die entsprechenden Produktionslinien gelangt. Eine Nutzung nur um der Nutzung willen, z. B. einzig als Brennstoff, wäre unter Klimaschutzgesichtspunkten nicht angeraten. Eine Starkholzproduktion, die um des Durchmessers willens das Holz der entsprechenden Produktverwendung vorenthält, wäre allerdings klimaschädlich.

Da Klimaschutz nur ein Betriebsziel unter vielen ist (und in einem normalen Forstbetrieb nicht die oberste Priorität haben dürfte) sind diese Rechnungen informativ, aber nicht deterministisch. Für die Politik sind die Implikationen jedoch anders: soll die Bewirtschaftung durch politische Rahmensetzungen gelenkt werden, so ist – rein unter Klimaschutzgesichtspunkten – alles zu unterlassen, was Anreize zu einer inferioren Holzverwendung bietet (z. B. Förderung auf Waldholz ausgelegter Heizkraftwerke) und alles zu fördern (normativ, nicht zwangsweise finanziell), was nachhaltig möglichst große Mengen Holz in hochwertige Produkte mit großem materiellen Substitutionspotential überführt.

Zusammenfassung

Das sektorale Prinzip der Treibhausgasinventarisierung erfasst nach derzeit gültigen Regeln nur Vorratsänderungen von Kohlenstoff im Wald. Die durch Holznutzung entstehenden Substitutionseffekte werden indirekt erfasst und den Sektoren Industrie und Energie zugerechnet. Dieses Verfahren führt dazu, dass eine Vorratsanreicherung im Wald „klimapositiver“ erscheint als eine Holznutzung. Um die Gesamtwirkung des Systems Wald + Holzverwendung beurteilen zu können müssen die Substitutionseffekte in die Betrachtung einbezogen und mit den Änderungen im Wald zusammen bilanziert werden. Sie hängen von der Sortimentsstruktur des ausscheidenden und des verbleibenden Bestandes ab. Je nach Zielsetzung (möglichst hohe Kohlenstoffaufnahme aus der Atmosphäre zu einem bestimmten Zeitpunkt oder möglichst hohe durchschnittliche Aufnahme über das Bestandesleben), Bonität, Bewirtschaftungs- bzw. Durchforstungssystem und den erreichbaren Substitutionspotentialen des ausscheidenden und des verbleibenden Bestandes ergeben sich unterschiedliche Optima. In den aufgeführten Beispielen (gutwüchsige Fichtenbestände bei unterschiedlicher Behandlung) schwanken diese zwischen ca. 35 und 115 Jahren bei der Konzentration auf laufende C-Aufnahme. Wird eine möglichst hohe durchschnittliche Senkenleistung angestrebt ist in den Beispielen nach (vom Behandlungsmodell und der angenommenen Entwicklung der Substitutionspotentiale abhängigen) frühen lokalen Maxima im Alter von 35 bis 60 Jahren eine bis über das Ende des betrachteten Zeitraumes ansteigende Kurve zu beobachten. In beiden Fällen wird durch die Einbeziehung des verbleibenden Bestandes deutlich, dass bei Erreichen einer Sortimentsstruktur, die bei Nutzung einen Substitutionseffekt von (netto) 1,0 generiert, das weitere Belassen des Holzes im Wald „klimaschädlich“ sein kann, da die durch Nichtnutzung entgehende Substitution nicht durch den Zuwachs kompensiert wird. Dieser Effekt gilt für alle Baumarten und alle Behandlungsvarianten. Starkholzproduktion ist deshalb „klimaschädlich“, wenn das Holz früher vermarktet und genutzt werden könnte.

Summary

The inventory of Greenhouse Gas Emissions, under the current set of regulations, accounts harvested wood as emissions of CO₂ from the forest. The use of wood in other sectors generates replacement effects which are assessed indirectly (by reduced emissions from fossil fuels) and are attributed to the sectors “Energy production” and “Industry”. This approach causes the impression that increases in standing stocks in the forest are “climate positive” and superior to wood use for products in combatting GHG emissions. If the impact of the entire forest – wood use chain on GHG concentration is to be assessed, replacement effects have to be taken into consideration, too. These are influenced by the assortment of the extracted timber and of the remaining stems. Depending on target (high GHG sequestration rates during a certain time frame or over the entire production period of the respective stand), site class, management and tending schemes and systems, and the replacement effects achievable, the “optimum” varies. Depending on the management system, the productive Norway spruce stands used as example in this work show a maximum in annual C sequestration between 35 and 115 years of stand age. The mean sequestration shows local maxima at different points in time (40 to 60 years, respectively, but rises until the end of the time frame considered here. If the standing (remaining) stock is included in the valuation, the point where the assortments can generate a net replacement effect of 1.0 is crucial, because not harvesting the stand if the timber could be used causes foregone replacement effects, which are emissions from fossil fuels. Thus, the production of large diameter timber can be considered “climate negative” if the timber could be sold and used instead.

Literaturverzeichnis

- BUND, DNR, FORUM UMWELT & ENTWICKLUNG, GREENPEACE, NABU und WWF: Waldstrategie 2020 – Entwurf des BMELV. Stellungnahme in 10 Punkten. 6 S. 2011
- BUND und NABU: Fünf-Punkte-Plan für den Wald der Zukunft, N. BUND. Berlin, BUND, NABU: 6 S. 2011
- FÜRSTENAU, C.: The impact of silvicultural strategies and climate change on carbon sequestration and other forest ecosystem functions. Dissertation, Universität Potsdam, 137 S., 2008
- IPCC: Good Practice Guidance for Land Use, Land Use Change and Forestry. Hayama, Institute for Global Environmental Strategies, 2003
- JANDL, R., M. LINDNER, L. VESTERDAL, B. BAUWENS, R. BARITZ, F. HAGEDORN, D. W. JOHNSON, K. MINKKINEN und K. A. BYRNE: How strongly can forest management influence soil carbon sequestration? *Geoderma* **137**(3-4): 253-268. 2007a
- JANDL, R., L. VESTERDAL, M. OLSSON, O. BENS, F. BADECK und J. ROCK: "Carbon sequestration and forest management." *CAB Reviews: Perspectives in Agriculture, Veterinary Science, Nutrition and Natural Resources* **2**(17): doi: 10.1079/PAVSNNR20072017. 2007b
- PROFFT, I.: "Holzprodukte für den Klimaschutz - Der aktuelle Trend in Thüringen." *Forst und Holz* **65**(10): 18 - 23. 2010
- ROCK, J.: Klimaschutz und Kohlenstoff in Holz - Vergleich verschiedener Strategien. Dissertation, Universität Potsdam, 162 S., 2008
- ROCK, J. und A. BOLTE: Auswirkungen der Waldbewirtschaftung 2002 bis 2008 auf die CO₂-Bilanz. *AFZ / Der Wald*(15): 22 - 24. 2011
- SATHRE, R. und J. O'CONNOR: A Synthesis of Research on Wood Products & Greenhouse Gas Impacts. Vancouver, B.C., FPInnovations. **TR - 19R**: 123. 2010
- WERNER, F., R. TAVERNA, P. HOFER, E. THÜRIG und E. KAUFMANN: National and global greenhouse gas dynamics of different forest management and wood use scenarios: a model-based assessment. *Environmental Science & Policy* **13**(1): 72-85. 2010

Standortökologische und holzmesskundliche Untersuchungen an einem Düngungsversuch zur Zitter-Pappel (*Populus tremula* L.) auf einem nährkraftschwachen altpleistozänen Sand-Standort im Süden des Landes Brandenburg

CHRISTIAN HEIMPOLD

Staatsbetrieb Sachsenforst, Bonnewitzer Str. 34, 01796 Pirna OT Graupa, Germany

1. Einleitung

Mit einem aktuellen Anteil von 78,1 % an der Gesamtwaldfläche dominiert die Kiefer im Land Brandenburg. Zirka 80 % der Kiefernbestände sind Reinbestände (MLUV 2007). Ursache der großflächigen Reinbestände sind Aufforstungsmaßnahmen in der Mitte des 18. Jahrhunderts, als in den vielerorts übernutzten und durch Raubbau geschädigten Wäldern Kiefernmonokulturen begründet wurden. Die Aufforstung großer Flächen stellte zum damaligen Zeitpunkt eine Pioniertat dar und markierte den Beginn einer geregelten Forstwirtschaft (HASEL u. a. 2006). Der natürliche Kieferanteil im Land Brandenburg würde jedoch bei gerade einmal 13 % liegen (HOFMANN 1997). Aufgabe der heutigen Förstergeneration ist es, die großflächigen Reinbestände an die Anforderungen der Zukunft anzupassen, denn gerade diese Monokulturen sind vielfach nicht standortgerecht und bergen ein erhöhtes Befallsrisiko durch biotische Schaderreger (MÖLLER 2009). Prozesse wie der seit 1970 wachstumswirksame anthropogene Standortwandel infolge atmosphärischer Stoffeinträge (HOFMANN u. a. 1990, HEINSDORF u. a. 1992) und der Klimawandel sorgen für veränderte ökologische Rahmenbedingungen, die für die Entwicklung der zukünftigen Forstökosysteme maßgebend sind. Die daraus resultierende Unvorhersehbarkeit der Waldzukunft erfordert klimaplastische Waldstrukturen. Die Diversifizierung der Entwicklungsoptionen und die damit verbundene Erhöhung der Baumartenvielfalt sind dabei wichtige Bausteine (JENSSEN u. a. 2007). Der ökologische Waldumbau ist deshalb erklärtes Ziel des Landesbetriebes Forst Brandenburg (MLUR 2004). Die Kenntnis und sichere Beherrschung der standortabhängigen Leistungsfähigkeit heutiger Nebenbaumarten gewinnt im Zuge einer Erhöhung der Baumartenvielfalt (Baumartenalternativen) zunehmend an Bedeutung. Der Kenntnisstand zum Wachstum und zur Entwicklung der Zitter-Pappel (*Populus tremula* L.) insbesondere auf nährkraftschwachen Standorten des nordostdeutschen Tieflandes ist gering. Die durch den Autor im Frühjahr/Sommer 2010 in Preschen untersuchten ziemlich armen, terrestrisch mittelfrischen Standorte (Z2) nehmen mit 297.427 Hektar rund 31 % der Gesamtwaldfläche des Landes Brandenburg ein (Datenspeicher Wald 2006) und sind damit die am häufigsten auftretende Nährkraftstufe im Land Brandenburg. Die Überprüfung der Anbaueignung von Baumarten, wie sie im Waldumbauversuch „PRESCHEN“ stattfindet, stellt aus diesem Grund einen wichtigen Beitrag für eine zukunftsorientierte Waldbewirtschaftung im nordostdeutschen Tiefland dar.

Die vorliegende Untersuchung stellt ausgewählte Ergebnisse der in Zusammenarbeit zwischen dem Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde und dem Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden erstellten Masterarbeit des Autors dar (vgl. HEIMPOLD 2011). Ziel der Untersuchung ist es, auf der langfristigen Versuchsfläche „PRESCHEN“ das Wachstum der Zitter-Pappel (*Populus tremula* L.) waldwachstumskundlich zu erfassen und in Abhängigkeit der verschiedenen Düngungsvarianten zu beurteilen. Untersuchungen zur Förmigkeit sollen Erkenntnisgewinn zur Volumenhaltigkeit und zum Formverlauf des Pappelschaftes liefern. Darüber hinaus sollen Qualitätsunterschiede in der Zitter-Pappel mathematisch-statistisch herausgearbeitet werden. Zur standortökologischen Fundierung der Zitter-Pappel-Ergebnisinterpretation dient die Quantifizierung der chemisch-physikalischen Bodeneigenschaften sowie die Analyse und ökologische Determination der Bodenvegetation. Des Weiteren soll untersucht werden, welche Auswirkungen sich auf den Ernährungszustand ergeben.

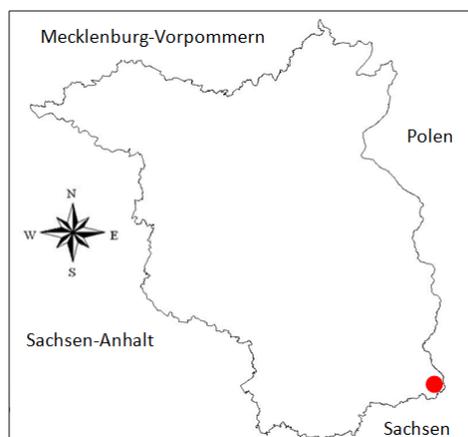


Abbildung 1: Lage der Versuchsfläche im Land Brandenburg (Quelle: HEIMPOLD 2011).

2. Material und Methoden

Die langfristige Versuchsanlage „PRESCHEN“ liegt im südöstlichsten Teil des Landes Brandenburg nahe der Ortschaft Jerischke (Landkreis Spree-Neiße) unweit der Grenze zu Sachsen und Polen (vgl. Abbildung 1). Der Waldumbauversuch „PRESCHEN“ wurde Ende der 1960er Jahre durch Prof. Dr. habil. DIETER HEINS DORF angelegt. Die Versuchsanlage zur Zitter-Pappel beinhaltet sechs Düngewarianten (NPK, -PK, N-K, NP-, NPKCa, Nullvariante). Um die Versuchsergebnisse mathematisch-statistisch absichern zu können, wurden alle Versuchsglieder in vierfacher Wiederholung angelegt, was durch die Bildung von vier Blöcken ermöglicht wurde. Innerhalb der vier Blöcke sind jeweils alle Versuchsglieder zufällig verteilt. Jede der 24 Parzellen ist 20 x 30 m groß, daraus ergibt sich eine Blockgröße von 60 x 60 m, was zu einer Gesamtflächengröße von 120 x 120 m, also insgesamt 1,44 ha führt. Neben der Zitter-Pappel wurden im Waldumbauversuch „PRESCHEN“ acht weitere Baumarten untersucht. Die Zitter-Pappel-Fläche blieb während ihres gesamten Bestandeslebens unbehandelt. Zum Aufnahmezeitpunkt fehlende Bäume sind also auf natürliche Mortalität zurückzuführen. Im Herbst 2010 wurde die Zitter-Pappel-Fläche komplett abgetrieben.

Die waldwachstumskundlichen Aufnahmen wurden im Zeitraum von März bis Mai 2010 in Zwei-Mann-Arbeit durchgeführt.

Als Primärdatenbasis für die holzmesskundliche Untersuchung dienen 25 sektionsweise vermessene Zitter-Pappeln im $d_{1,3}$ -Bereich von 18,0 cm bis 29,4 cm. Jeder Probebaum war ein repräsentativer DG- oder DO-Stamm der jeweiligen Düngewariante. Als typische Vertreter des vorherrschenden oder herrschenden Baumbestandes gehörten die Probebäume somit der 1. oder 2. Baumklasse nach KRAFT (1884) an.

Die Verteilung des Baumkollektives auf die Durchmesser- und Höhenstufen ist der Tabelle 1 zu entnehmen.

Tabelle 1: Anzahl der sektionsweise kubisierten Zitter-Pappel-Probebäume nach Brusthöhendurchmesser- und Höhenstufen stratifiziert. (Quelle: HEIMPOLD 2011)

		$d_{1,3}$ [cm]				Σ
		18,0-20,9	21,0-23,9	24,0-26,9	27,0-29,9	
h [m]	14,50-15,49	1				1
	15,50-16,49	2				2
	16,50-17,49	5	1	1		7
	17,50-18,49	2		2		4
	18,50-19,49			3	1	4
	19,50-20,49	2	1	2	1	6
	20,50-21,49			1		1
Σ		12	2	9	2	25

Für die holzmesskundliche Beschreibung des Schaftkurvenverlaufs und der Volumenhaltigkeit der Zitter-Pappel-Probebäume wurden diese sektionsweise kubiziert, sowie ihre echte und unechte Ausbauchungsreihe ermittelt.

Die gefällten DG- bzw. DO-Stämme wurden sektionsweise nach Sektionen ungleicher absoluter Längen sowie gleicher relativer Längen vermessen.

Um ausgewählte bodenchemische und bodenphysikalische Standorteigenschaften quantifizieren zu können, sind für die Düngewarianten „Null-Fläche“ und „NPKCa“ Auflagehumus- und Mineralbodenproben bereitgestellt worden.

Zur Ansprache der Haupt- und Lokalbodenform gemäß der ostdeutschen Standorterkundungsanleitung SEA 95 (SCHULZE 1996) erfolgte die Anlage von zwei Bodengruben.

Im Zuge der Vegetationsaufnahme erfolgte die Bestimmung der Pflanzenartenmenge bzw. -abundanz durch eine Deckungsgradabschätzung in Prozent.

Die Werte der Blattanalyse wurden durch Prof. HEINS DORF zur Verfügung gestellt. Die ernährungskundlichen Untersuchungen an der Zitter-Pappel wurden durch die Mitarbeiter des Instituts für Forstwissenschaften Eberswalde in den Jahren 1971, 1972, 1973 und 1974 durchgeführt.

Mit Hilfe mathematisch-statistischer Unterschiedlichkeitsprüfungen sollte eine eventuelle Düngewirkung herausgearbeitet werden.

3. Ergebnisse

3.1 Ertragskundliche Untersuchungen

Der Post-Hoc-Homogenitätstest auf paarweise Mittelwertunterschiede für die untersuchten Bestandesvorräte hat gezeigt, dass die Unterschiede zwischen den Wiederholungen größer sind, als die Unterschiede zwischen den Düngevarianten. Das spricht dafür, dass die Düngewirkung durch Standortsunterschiede überlagert wird. Aus diesem Grund soll im Folgenden auszugsweise auf die ertragskundlichen Kennwerte (vgl. Tabelle 2) eingegangen werden. Die Oberhöhen nach ASSMANN (1961) der einzelnen Parzellen weisen eine Spannweite von 14,8 m (Parzelle 2) bis 21,0 m (Parzelle 13) (vgl. Tabelle 2) auf. Die daraus resultierenden Bonitäten liegen alle außerhalb des Bonitierungsfächers von KNAPP (1973). Die absoluten Bonitäten (Bezugsalter 30) bewegen sich im Bereich von 19,0 (RB = IV,2) bis 13,0 (RB = V,8). Im Mittel über alle 24 Parzellen liegt die Bonität bei 15,6 (RB = V,1). Erfolgt eine Gegenüberstellung der Mittelwerte der verschiedenen Düngevarianten, so sind die Unterschiede zwischen der bestwüchsigsten Düngevariante („NP-“) und der schlechtwüchsigsten („PK-“) relativ gering ($\Delta = 1,03$ m). Die Feststellung, dass die Standortsunterschiede die Düngewirkung überlagern, bestätigt sich auch durch die Tatsache, dass die ungedüngte Kontrollvariante die zweitwüchsigste ist.

Der Oberdurchmesser (DO) der einzelnen Parzellen schwankt zwischen 20,7 cm (Parzelle 6) und 30,0 cm (Parzelle 13). Im Durchschnitt aller Parzellen beträgt er 24,5 cm. Im Mittel weist die „NP-“-Variante mit 26,1 cm den höchsten DO aus, die „PK-“-Variante mit 22,8 cm den geringsten. Dazwischen ordnen sich die „NPKCa“-Variante (DO = 24,8 cm), die „NPK“-Variante (DO = 24,6 cm), die „N-K“-Variante und die „Null“-Variante (beide DO = 24,3 cm) ein.

Die Grundfläche der einzelnen Parzellen reicht von 7,11 m²/ha (Parzelle 2) bis 17,91 m²/ha (Parzelle 13) (vgl. Tabelle 2). Im Mittel aller 24 Parzellen liegt die Grundfläche bei 12,41 m²/ha und damit im Bereich der III,5. Bonität nach KNAPP (1973). Der Bestockungsgrad (B°) reicht von 1,1 (Parzellen 2, 6 und 11) bis 1,8 (Parzellen 8, 21, 23, 24). Der über alle 24 Parzellen gemittelte B° liegt bei 1,5.

Am Beispiel der Grundfläche zeigt sich deutlich, wie groß die Unterschiede zwischen den Wiederholungen sind. So sind die bestwüchsigste und die schlechtwüchsigste Parzelle jeweils in der „NP-“-Variante zu finden. Die Differenz beträgt 10,8 m²/ha. Tendenziell weist diese Düngevariante die höchste Grundfläche aus, die „PK-“-Variante die tendenziell geringste Grundfläche.

Die Schaftholzvorräte der einzelnen Parzellen liegen im Bereich von 38,8 m³/ha (Parzelle 2) und 141,8 m³/ha (Parzelle 13). Im Mittel aller 24 Parzellen beträgt der Schaftholzvorrat 84,3 m³/ha (vgl. Tabelle 2). Im Bonitätsfächer der Tafel KNAPP (1973) liegt der Vorrat damit unterhalb der IV. Bonität, obwohl sämtliche Parzellen auf Grundlage des B° als überbestockt angesehen werden können.

Die Ausgangsstammzahl von 2.500 Bäumen/Hektar hat sich bis zum Alter 43 ohne Durchforstungseingriffe auf 267 (Parzelle 10) bis 633 (Parzelle 24) Bäume/Hektar reduziert. Die mittlere Stammzahl über alle Parzellen beträgt 432 Bäume/Hektar und liegt damit 210 Bäume/Hektar über der von KNAPP (1973) für die V,1. Bonität angegebenen Stammzahl von 222 Bäumen/Hektar. Erfolgt ein Vergleich der Mittelwerte der Stammzahlen der einzelnen Düngevarianten, so finden sich die durchschnittlich höchsten Stammzahlen mit 500 Bäumen/Hektar in der „Null“-Variante. Die geringste Stammzahl findet sich mit im Mittel 388 Bäumen/Hektar in der „NPK“-Variante. Dazwischen ordnen sich die „PK-“-Variante (404 Bäume/Hektar), die „NP-“-Variante (425 Bäume/Hektar), die „NPKCa“-Variante (429 Bäume/Hektar) und die „N-K“-Variante (446 Bäume/Hektar) ein.

Bei der Qualitätsanalyse wurden nur die Baumklassen 1 und 2 nach KRAFT (1884) berücksichtigt, da diese beiden Baumklassen den wirtschaftlich bedeutenden Teil des Baumkollektives darstellen. Die Merkmalsverteilungen der Qualitätseigenschaften Schaftform, Kronenform und Ästigkeit wurden mit Hilfe des Chi-Quadrat-Homogenitätstests miteinander verglichen. Es wurden die Einzelwerte der vier Wiederholungen zusammengefasst und düngevariantenweise ausgewertet. Auf die tabellarische Darstellung der Signifikanz der Verschiedenheit der drei oben genannten Parameter kann an dieser Stelle verzichtet werden. Sowohl für die Schaftform, als auch für die Kronenform und die Ästigkeit sind keine signifikanten Unterschiede zwischen den Düngevarianten nachweisbar. Eine Düngewirkung auf die Verteilung der Qualitätsmerkmale war nicht festgestellt worden.

Die Untersuchungen zeigen, dass von den untersuchten Zitter-Pappeln der 1. und 2. Baumklasse nach KRAFT (1884) im Durchschnitt rund 47 % der Bäume zwei- oder einschnüurig gerade Schäfte haben. Nur 10 % der Schäfte sind krumm. Durchschnittlich rund 34 % der herrschenden und vorherrschenden Zitter-Pappeln weisen übermäßig entwickelte Kronen auf, 39 % zeigen normal entwickelte Kronen. Im Mittel aus allen Düngevarianten sind 50 % der Schäfte ästig, 26 % sogar stark ästig.

Tabelle 2: Ertragskennwerte der Zitter-Pappel-Parzellen. Berechnung der Bonität und des Bestockungsgrades nach KNAPP (1973) (Quelle: HEIMPOLD 2011)

Verbleibender Bestand:												
Parzelle	Dünge- variante	HO [m]	HDG [m]	DO [cm]	DG [cm]	N [n/ha]	G [m ² /ha]	VS [m ³ /ha]	VD [m ³ /ha]	BON		B°
										AB	RB	
1	-PK	15,2	13,4	22,0	16,0	417	8,36	46,6	43,9	13,4	V,6	1,3
2	NP-	14,8	13,5	23,1	17,9	283	7,11	38,8	37,4	13,0	V,8	1,1
3	N-K	15,6	14,2	23,4	17,3	483	11,30	65,7	62,1	13,8	V,5	1,6
4	NPKCa	15,6	14,4	21,9	17,5	350	8,40	49,7	46,8	13,7	V,6	1,2
5	-PK	15,5	14,0	21,3	16,7	383	8,39	48,7	45,8	13,7	V,6	1,2
6	Null	15,9	14,6	20,7	16,8	350	7,75	47,0	43,9	14,0	V,5	1,1
7	NPKCa	18,8	17,0	24,4	19,6	483	14,64	104,5	99,0	16,9	IV,8	1,6
8	NPK	15,7	14,2	25,0	18,7	450	12,36	70,9	68,3	13,9	V,5	1,8
9	Null	17,6	15,9	25,2	19,1	483	13,89	91,2	86,8	15,7	V,1	1,7
10	NPK	15,6	14,9	22,8	19,9	267	8,25	49,2	47,2	13,8	V,6	1,2
11	N-K	17,1	15,9	23,6	19,1	317	9,12	59,5	56,5	15,3	V,2	1,1
12	NP-	16,3	14,6	24,9	19,4	400	11,85	70,5	68,0	14,5	V,4	1,6
13	NP-	21,0	19,0	30,0	22,5	450	17,91	141,8	137,3	19,0	IV,2	1,6
14	Null	19,0	17,3	24,8	18,1	533	13,76	101,3	94,9	17,0	IV,7	1,4
15	NPKCa	17,1	16,2	25,6	20,0	417	13,03	86,1	82,2	15,3	V,2	1,6
16	-PK	18,1	16,5	23,7	18,4	467	12,36	85,5	80,3	16,2	V,0	1,4
17	NPK	18,0	16,1	23,1	18,5	400	10,79	72,7	68,5	16,1	V,0	1,2
18	N-K	18,2	16,8	24,8	18,9	500	14,07	98,5	92,8	16,3	IV,9	1,6
19	NPK	19,6	18,5	27,6	21,4	433	15,65	120,3	115,1	17,7	IV,6	1,6
20	-PK	18,9	17,8	24,2	20,0	350	11,04	82,0	77,7	17,0	IV,8	1,2
21	N-K	18,1	17,0	25,5	20,5	483	15,98	111,7	106,6	16,2	IV,9	1,8
22	NP-	19,8	18,0	26,3	19,7	567	17,34	131,3	124,0	17,8	IV,5	1,7
23	NPKCa	18,9	17,9	27,4	21,3	467	16,65	122,5	117,3	17,0	IV,8	1,8
24	Null	19,3	16,7	26,5	19,0	633	17,90	126,4	120,0	17,3	IV,7	1,8

3.2 Holzmesskundliche Untersuchungen

Tabelle 3 charakterisiert die durch die sektionsweise Kubizierung entstandene und aus baumindividuellen Wertetriplets ($d_{1,3}$, h , VS/VD) resultierende Primärdatenbasis. Diese Datenbasis dient der Überprüfung der von KNAPP (1973) aufgestellten Funktionen zur Schätzung des Schaft- und Derbhohlvolumens in Abhängigkeit von Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe.

Tabelle 3: Statistische Primärdaten-Kennwerte der 25 untersuchten Zitter-Pappel-Probeebäume (Quelle: HEIMPOLD 2011)

	$d_{1,3}$ [cm]	h [m]	VS [m ³]	VD [m ³]
Minimum	18,0	15,45	0,189	0,184
arithmetisches Mittel	22,7	18,26	0,349	0,348
Maximum	29,4	20,89	0,633	0,669
Standardabweichung in der Stichprobe	3,5	1,6	0,123	0,128
Variationskoeffizient in der Stichprobe	15,3	8,5	35,158	36,721
Standardabweichung des arithmetischen Mittels	0,7	0,3	0,025	0,026
Variationskoeffizient des arithmetischen Mittels	3,1	1,7	7,032	7,344
Anzahl der Stichprobenelemente	25	25	25	25

Die von KNAPP (1973) aufgestellten Einzelbaum-Volumenschätzfunktionen für die Pappel lauten:

Schaftholz: $VS = e^{-10,358675+1,78209 \cdot \ln(d_{1,3} [cm])+1,23812 \cdot \ln(H[m])}$

Derbholz: $VD = e^{-10,72203+1,98434 \cdot \ln(d_{1,3} [cm])+1,13143 \cdot \ln(H[m])}$

Zur Überprüfung der Eignung dieser Funktionen für die Zitter-Pappel sind in Abbildung 2 die relativen Abweichungen zwischen den wahren Einzelbaumvolumina der sektionsweise kubizierten Probebäume und den nach den Formeln von KNAPP (1973) berechneten (theoretischen) Einzelbaumvolumina (entspricht 100 %) dargestellt.

Sowohl für das Schaftholz-, als auch für das Derbholzvolumen, zeigen die Diagramme eine deutliche systematische Fehlertendenz an. Die Anwendung der Volumenfunktionen nach KNAPP (1973) führt also zu einer Unterschätzung des wahren Volumens.

Durch die Gegenüberstellung der wahren und theoretischen Einzelbaumvolumina in einem doppelt logarithmischen Koordinatensystem und der damit verbundenen Vermeidung dimensionsbedingter Verzerrungen lässt sich die modellbedingte Fehlertendenz als Abweichung von der Winkelhalbierenden feststellen (vgl. Abbildung 3). Im Falle der Eignung der Funktionen von KNAPP (1973) würde sich die empirisch ermittelte Punktwolke im gesamten Definitionsbereich symmetrisch um die Winkelhalbierende anordnen.

Das Anordnungsverhältnis der Punktwolke von 96 % zu 4 % um die Winkelhalbierende (vgl. Abbildung 3) zeigt jedoch sowohl für die Schaftholzvolumen-, als auch für die Derbholzvolumenfunktion, ein deutliches Ungleichgewicht an.

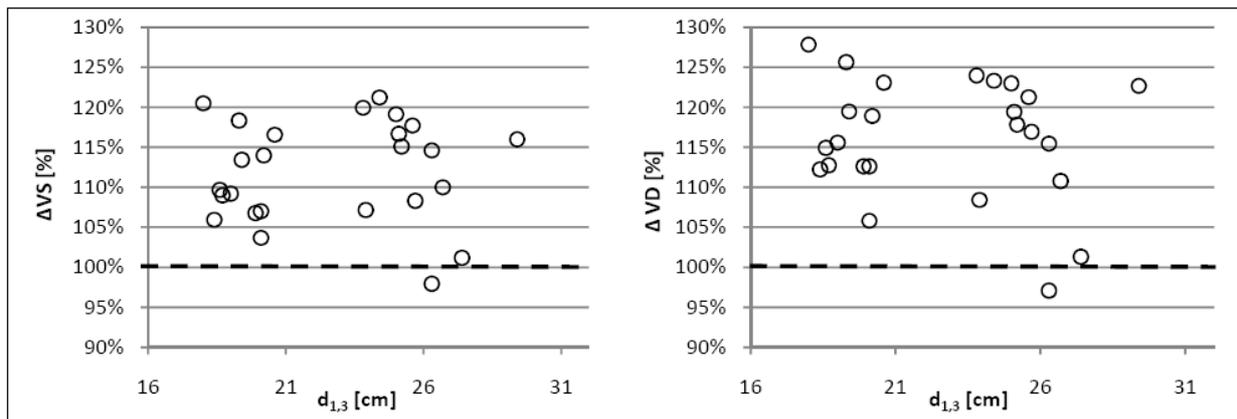


Abbildung 2: Differenz [%] zwischen den Einzelbaumvolumina der untersuchten Probebäume und den gemäß KNAPP (1973) quantifizierten theoretischen Einzelbaumvolumina (entspricht 100 %) in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ (Quelle: HEIMPOLD 2011)

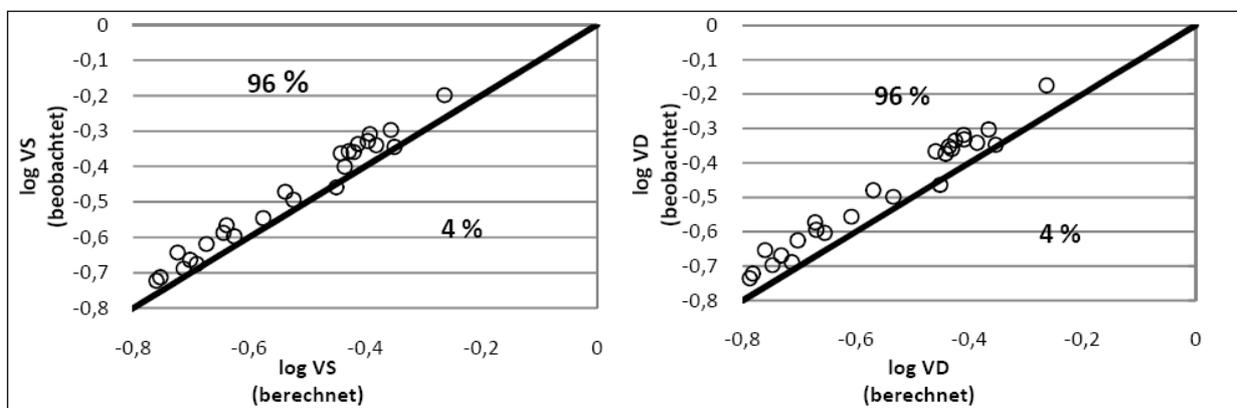


Abbildung 3: Vergleich der gemäß KNAPP (1973) geschätzten Volumenwerte mit den empirischen Originalwerten (Winkelhalbierende). (Quelle: HEIMPOLD 2011)

Damit weisen die im Waldumbauversuch „PRESCHEN“ untersuchten Zitter-Pappeln im untersuchten Durchmesserbereich systematisch höhere Baumvolumina auf, als es mit den Formeln nach KNAPP (1973) berechnet werden kann. Im Bereich zwischen 18,0 und 29,4 cm kommt es im Alter 43 funktionsbedingt zu einer Vorratsunterschätzung von 12 % im Schaftholz- und 16 % im Derbholtz volumen.

Die Aufstellung einer wuchsraum- und altersspezifischen Volumenfunktion für die Zitter-Pappel ist aufgrund der geringen Durchmesser-Spanne und der Nichtbelegung der unteren Durchmesserklassen jedoch nicht zielführend gewesen (vgl. Abbildung 4).

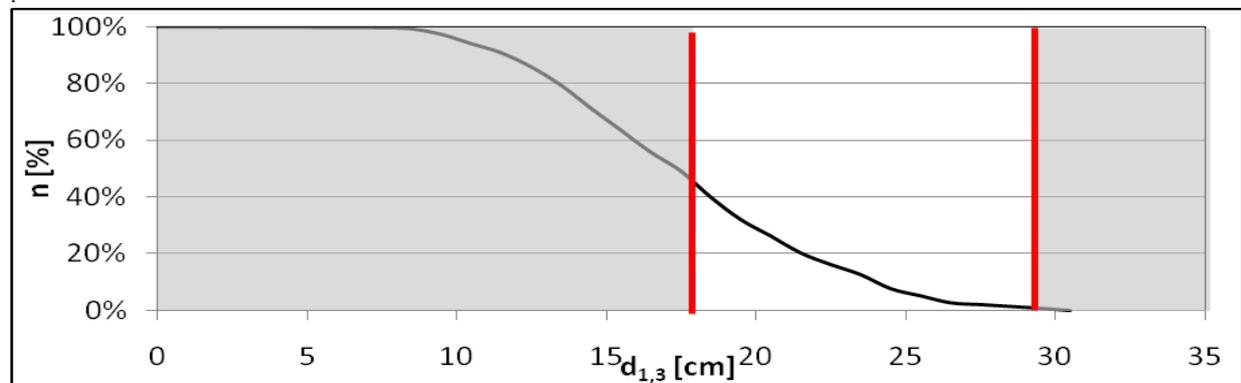


Abbildung 4: Graphische Darstellung zur untersuchten Durchmesser-Spanne über alle Düngevarianten, grau dargestellt nicht untersuchte Bereiche. (Quelle: HEIMPOLD 2011)

Zur Komplettierung der holzmesskundlichen Untersuchungen stellen die Tabellen 4 und 5 die unechte bzw. echte Ausbauchungsreihe für die Zitter-Pappel im Alter 43 für den Höhenbereich 15 bis 21 m dar.

Tabelle 4: Unechte Ausbauchungsreihe für Zitter-Pappel im Höhenbereich zwischen 15 und 21 m im Alter 43. (Quelle: HEIMPOLD 2011)

n	Klasse	Höhe am Schaft in m																							
		0,25	1	1,3	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
Durchmesser m. R. in % des $d_{1,3}$ m. R.																									
1	15 m	104	99	100	93	95	88	80	78	70	64	59	52	44	31	20	10	3							
2	16 m	112	105	100	102	87	85	78	74	71	59	53	50	38	28	17	12	5							
7	17 m	112	100	100	96	91	88	84	80	75	70	66	58	51	43	37	23	14	8	1					
4	18 m	116	103	100	99	93	92	87	83	78	75	68	61	54	49	41	30	20	13	7	1				
4	19 m	109	101	100	100	91	89	85	81	77	74	69	65	58	54	47	38	28	18	10	6	1			
6	20 m	112	104	100	100	94	91	88	85	82	79	75	70	65	59	53	46	39	28	19	13	6	1		
1	21 m	112	106	100	100	95	97	94	87	88	82	80	73	74	66	59	53	46	32	19	16	8	4		

Tabelle 5: Echte Ausbauchungsreihe für Zitter-Pappel im Höhenbereich zwischen 15 und 21 m im Alter 43. (Quelle: HEIMPOLD 2011)

n	Klasse	$d_{0,9}$	$d_{0,7}$	$d_{0,5}$	$d_{0,3}$	$d_{0,1}$
1	15 m	100	90	69	48	10
2	16 m	100	79	60	38	10
7	17 m	100	86	68	44	11
4	18 m	100	85	69	45	11
4	19 m	100	83	67	45	10
6	20 m	100	86	72	46	12
1	21 m	100	88	74	49	11

3.3 Bodenkundliche Untersuchungen

Zur Bestimmung der Lokalbodenform nach SEA 95 (SCHULZE 1996) wurden, wie im Abschnitt 2 beschrieben, zwei Bodengruben angelegt. Als Bodentyp lässt sich eine schwach podsolige Bärenthorener Sand-Braunerde überprägt durch tiefen Vollumbruch ausweisen.

Die Auswertung der bodenkundlichen Analyse ergab für die Zitter-Pappel-Parzellen C/N-Verhältnisse im Auflagehumus von 23 (Parzelle 7), 21 (Parzelle 9) und 22 (Parzelle 24). Diese zeigen moderartige Humuszustände an (HEINSDORF 2010, mündl.).

Die deutliche Ausprägung der unter Abschnitt 3.1 bereits statistisch aufgrund der Ertragskennwerte herausgearbeiteten kleinstandörtlichen Heterogenität, kann aufgrund der bodenkundlichen Untersuchungen bestätigt werden.

Am Beispiel der ausgewerteten Null-Parzellen (7 und 24) zeigen sich deutliche Unterschiede in den Nährstoffvorräten. So sind in Parzelle 24 im Vergleich zur Parzelle 7 mit 1,56 t/ha Stickstoff rund 400 kg/ha mehr Stickstoff im Oberboden (bis 50 cm Tiefe) gespeichert. Im Vergleich zur Volldüngung ist die in der Humusschicht und im Mineralboden bis 50 cm Tiefe gespeicherte Stickstoffmenge sogar fast doppelt so groß. Daran zeigt sich, wie stark die Düngewirkung durch kleinstandörtliche Unterschiede überlagert wird. Ähnlich verhält es sich mit den Elementen Calcium, Magnesium, Mangan und Eisen. Auch hier ist die Parzelle 24 am besten versorgt. Die Parzelle 24 kann aus diesem Grund als standörtlich begünstigt bezeichnet werden. Aufgrund des geringen Stichprobenumfangs lassen sich jedoch keine detaillierteren Aussagen zu den Nährstoffgehalten des Oberbodens und der Humusschicht treffen. Zur Herausarbeitung der kleinstandörtlichen Unterschiede wären weitere Untersuchungen notwendig gewesen.

3.4 Ernährungskundliche Untersuchungen

In den Jahren 1971 bis 1974 waren die Zitter-Pappeln des Waldumbauversuchs Preschen mangelhaft bis luxuriös mit Stickstoff ernährt (HEINSDORF u. a. 2005). HEINSDORF (2010, mündl.) führt die luxuriöse Ausstattung mit Stickstoff über alle Düngevarianten hinweg im Jahr 1971 auf die gute Versorgung der Pflanzen aus dem Herkunftsgebiet der Wildlinge zurück, mit denen die Kultur begründet wurde. In den Folgejahren hat sich die Stickstoffversorgung der natürlichen Nährstoffausstattung des Standortes angepasst. Deutlich wird, dass die Stickstoff-Düngung die Stickstoffversorgung der Zitter-Pappel positiv beeinflusst, die N-gedüngten Versuchsglieder sind tendenziell etwas besser stickstoffversorgt.

Die Phosphorernährung ist in den Jahren 1971 bis 1973 mangelhaft. Nur im Jahr 1974 ist die Ernährung mit Phosphor als ausreichend bis optimal zu beurteilen. Die P-Düngung kann die Phosphorversorgung jedoch nur gering steigern. Durch die Düngung befinden sich die Aspen im P-optimal versorgten Bereich.

Die K-Ernährung der Zitter-Pappel befindet sich im mangelhaften bis stark überernährten Bereich. Während im Jahr 1971 die Unterschiede zwischen den Düngevarianten sehr gering sind und die Versorgung im Bereich der ausreichenden Versorgung liegt, zeigt sich in den folgenden Jahren eine zunehmende Differenzierung und eine deutliche Verbesserung in den K-gedüngten Versuchsgliedern bis hin zur starken Überernährung der „NPK“- , „N-K“- und „NPKCa“-Variante im Jahr 1974. Die Düngung zeigt also eine deutliche Wirkung.

Die Calciumernährung befindet sich unabhängig von der Düngungsvariante in den Jahren 1971 bis 1974 zwischen der optimalen und starken Überernährung. Die Kalkdüngung auf diesem Standort hat also keinen Effekt.

Die Magnesiumernährung der Zitter-Pappel liegt bei allen Düngevarianten im optimalen Bereich.

Zusammenfassend bleibt zu sagen, dass vor allem die Stickstoffdüngung auf diesem Standort notwendig erscheint, auch die Düngung von Phosphor und Kalium zeigt positive Effekte hinsichtlich des Versorgungszustandes.

3.5 Vegetationskundliche Untersuchungen

Die potentiell-natürliche Vegetation des Versuchsflächenstandortes liegt im Übergangsbereich vom Beerkraut- zum Heidekraut-Kiefernwald (HOFMANN u. a. 2005). Gemäß HOFMANN (1997) werden diese Ökosystemtypen von ca. 10-12 Pflanzenarten auf 400 m² dominiert. Dieses Ergebnis stimmt auch mit den Erhebungen auf den Zitter-Pappel-Parzellen überein.

Offenkundig bewirkte der Vollumbruch, dass das Potential des Standortes erhalten blieb, was sich in den vielen Arten des Kiefernwaldes (*Deschampsia flexuosa*, *Vaccinium myrtillus*, *Vaccinium vitis-idaea*, *Calluna vulgaris*, *Corynephorus canescens*, *Cladonia cornuta*, *Dicranum scoparium*, *Hypnum cupressiforme*, *Dicranum polysetum*, *Pleurozium schreberi*, *Cladonia arbuscula* und *Polytrichum puniperinum*) zeigt.

Die komplexe Düngewirkung sorgt für einen geringen Anstieg der Artenzahl, wobei die Mangelglieder artenärmer sind als die Volldüngung („NPK“) und die Volldüngung mit Kalk („NPKCa“).

Die Tatsache, dass auch in der „Null“-Variante Weiser für bessere Stickstoffversorgung vorhanden sind (*Agrostis capillaris* und *Brachythecium rutabulum*), führt HOFMANN (2010, mündl.) auf Flugascheneinträge vor der politischen Wende im Jahre 1990 zurück. Diese führte jedoch nicht zur Vereinheitlichung der Standortsbedingungen über alle Versuchsglieder, da weitere Zeigerarten für bessere Standorte in den „Null“-

Parzellen fehlen. Eine weitere mögliche Ursache könnten Randeffekte durch Nährstoffdrift sein, die durch die fehlenden Zwischenstreifen zwischen den einzelnen Parzellen verursacht werden könnte.

Die mit hohen Deckungsgraden und Stetigkeitsklassen versehene *Calluna vulgaris*, die der soziologisch-ökologischen Artengruppe (PASSARGE u. a. 1964) K 7.6 zugeordnet wird, zeigt arme, durch einen ausgeprägten N-Mangel (Windverhagerung im Auflagehorizont) sowie sehr trockene Standortverhältnisse an. Die ebenfalls sehr stetig auftretenden Arten der 6. soziologisch-ökologischen Artengruppe (*Hypnum cupressiforme* (M 6.3), *Pleurozium schreberi* (M 6.4)) zeigen moderartige Humusformen an. Diese Erkenntnis deckt sich mit den standortkundlichen Ergebnissen zu den C/N-Verhältnissen im Auflagehumus.

4. Diskussion

Zur Beurteilung der forstlichen Anbauwürdigkeit der Zitter-Pappel auf einem ziemlich nährstoffarmen Standort ist ein Vergleich ihrer Ertragsleistung mit der Hauptwirtschaftsbaumart im Untersuchungsgebiet sinnvoll. Aus diesem Grund soll im Folgenden der Vergleich ausgewählter Ertragskenngrößen mit der Gemeinen Kiefer (*Pinus sylvestris*) erfolgen. Durch den Vergleich soll eine möglichst objektive Bewertung von Wachstum und Ertrag der Zitter-Pappel ermöglicht werden, denn die Kiefer ist zweifelsohne die Referenzbaumart, für die die Zitter-Pappel eine eventuelle Baumartenalternative darstellt. Eine Probemessung in der benachbarten Kiefernfläche des Waldumbauversuchs „PRESCHEN“ ergab für die Kiefer eine Oberhöhe (nach ASSMANN 1961) von 18,5 m, was einer 0,8. BON (nach LEMBCKE u. a. 1975, MEN) entspricht.

Mit einer durchschnittlichen Oberhöhe von 17,5 m entspricht die mittlere Oberhöhenleistung der Aspe einer I,1. Kiefernbonität, die Aspe ist der Kiefer also nur um 0,3 Bonitäten unterlegen. Die Spannweite von $14,8 \text{ m} \leq \text{HO} \leq 21,0 \text{ m}$ über alle Parzellen entspricht einem Kiefern-Leistungsspektrum von der II,1. bis -0,1. BON (vgl. Abbildung 5).

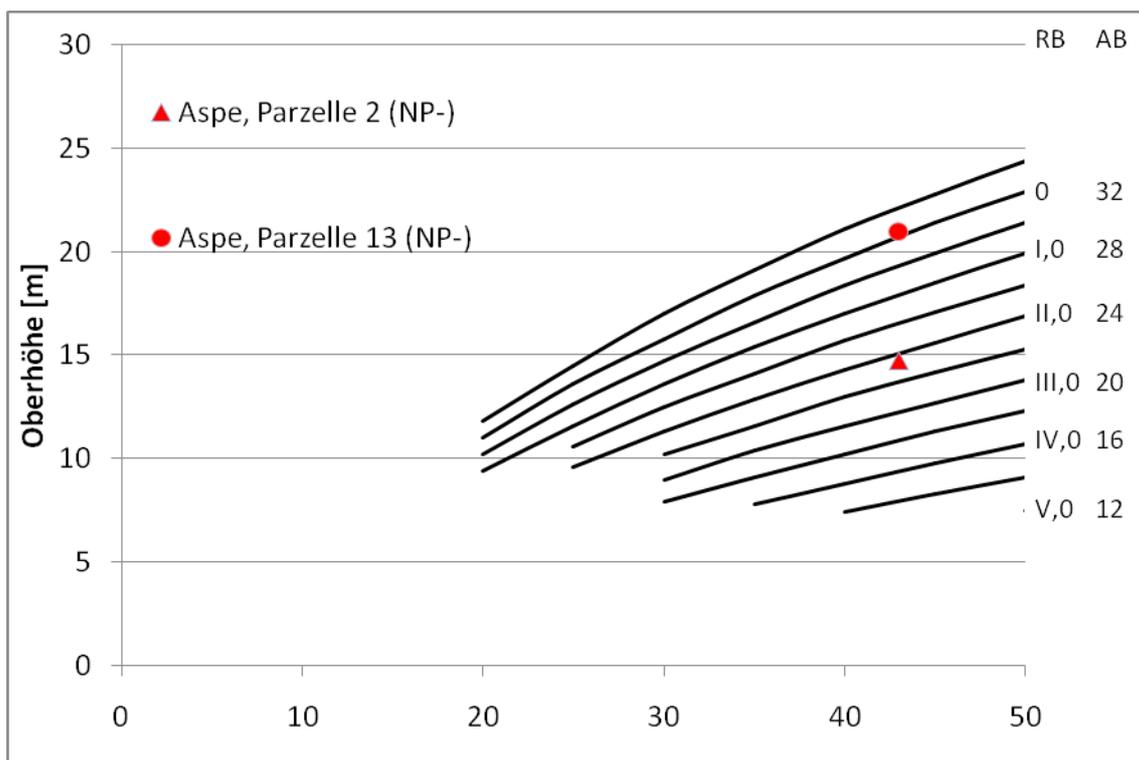


Abbildung 5: Vergleich der Oberhöhe nach ASSMANN (1961) der bestwüchsigsten (Kreis) und schlechtwüchsigsten (Dreieck) Parzelle mit dem Bonitierungsfächer nach LEMBCKE u. a. (1975), MEN. (Quelle: Verändert nach HEIMPOLD 2011)

Mit einer durchschnittlichen Bestandesgrundfläche von $12,4 \text{ m}^2/\text{ha}$ entspricht die mittlere Grundfläche der Aspenparzellen einer hypothetischen VII,3. Kiefernbonität. Diese Grundfläche liegt rund $21 \text{ m}^2/\text{ha}$ unter der Grundfläche der benachbarten Kiefer (0,8. BON). Die Spannweite über alle Parzellen reicht von $7,1 \text{ m}^2/\text{ha}$ bis $17,9 \text{ m}^2/\text{ha}$.

Die geringe Grundfläche der Aspe begründet sich trotz tendenziell stärkerer Durchmesser im Vergleich zur Kiefer durch die deutlich geringere Stammzahlhaltung.

Mit einer durchschnittlichen Stammzahl von 432 Bäumen/ha entspricht die mittlere Stammzahl der Aspenparzellen einer -1,7. Kiefernbonität. Diese Stammzahl liegt 718 Bäume/ha unter der Stammzahl der benachbarten Kiefer

(0,8. BON). Die Spannweite von 267 Stämmen/ha $\leq N \leq 633$ Stämmen/ha über alle Parzellen entspricht einem Kiefern-Leistungsspektrum von der -I,0. bis -II,3. Bonität.

Mit einem durchschnittlichen Schaftholzvorrat von 84,3 m³/ha entspricht die mittlere Vorrat der Aspenparzellen einer IV,2. Kiefernbonität. Dieser Vorrat liegt 190,6 m³/ha unter dem Vorrat der benachbarten Kiefer (0,8. BON). Die Spannweite von 38,8 m³/ha $\leq VS \leq 141,8$ m³/ha über alle Parzellen entspricht einem Kiefern-Leistungsspektrum von der V,0. bis III,2. BON.

Mit einem durchschnittlichen DG von 19,0 cm entspricht die mittlere Durchmesserleistung der Aspe einer 0,0. Kiefernbonität. Die Aspe hat damit durchschnittlich einen um 1,5 cm höheren DG als die benachbarte Kiefer. Die Spannweite von 16,0 cm $\leq DG \leq 22,5$ cm über alle Parzellen entspricht einem Kiefern-Leistungsspektrum von der I,0. bis -0,5. BON.

Die Verwendung der Tafel nach KNAPP (1973) als Referenzmodell zur Beurteilung von Zuwachs und Ertrag von Zitter-Pappel-Beständen erscheint aufgrund der vorliegenden Untersuchungsergebnisse als ungeeignet. Trotz sich auflösender Bestandesstrukturen weist die KNAPPsche Tafel eine Überbestockung aus.

Für die Nichteignung der Tafel nach KNAPP (1973) kann es mehrere Ursachen geben. Eine Ursache könnte in den der Tafel von KNAPP (1973) zugrunde liegenden Modellannahmen zu suchen sein. Diese weichen stark von den Verhältnissen auf der Versuchsfläche in „PRESCHEN“ ab. Zum einen ist die Pappel-Ertragstafel II (KNAPP 1973) für die Schwarz-Pappelsorte „Robusta“ und nicht für die Zitter-Pappel erarbeitet worden, zum anderen liegt der Tafel (KNAPP 1973) eine abweichende Behandlungskonzeption zugrunde. So beträgt die Ausgangsstammzahl nach KNAPP (1973) durchschnittlich 700 Pflanzen/Hektar (Verband 3 x 4 m bis 4 x 4 m). In der Zitter-Pappel-Versuchsfläche des Waldumbauversuchs „PRESCHEN“ wurde mit einer Ausgangsstammzahl von 2.500 Pflanzen/Hektar (Verband 2 x 2 m) gearbeitet. Die Durchforstungskonzeption sieht nach KNAPP (1973) eine gestaffelte Durchforstung vor, welche in der Jugend stärkere und mit zunehmendem Alter mäßigere Eingriffsstärken einplant. Die Versuchsfläche „PRESCHEN“ wurde bis zu ihrem Kahlhieb im Alter 43 nicht behandelt. Eine weitere Ursache könnte in dem seit den 1970er Jahren wachstumswirksamen anthropogenen Standortwandel infolge atmosphärischer Stoffeinträge zu suchen sein (HOFMANN u. a. 1990, HEINSDORF u. a. 1992), der entstehungsbedingt in der Tafel von KNAPP (1973) noch unberücksichtigt ist. Die Ertragskenngrößen entwickeln sich nicht zuletzt aufgrund der stark abweichenden Förmigkeit anders als in der Tafel von KNAPP (1973) vorgegeben.

Die Untersuchungen zur Förmigkeit sollten aus diesem Grund einen Erkenntnisgewinn zur Volumenhaltigkeit und zum Formverlauf des Zitter-Pappelschaftes liefern. Wie gezeigt werden konnte, führt die Verwendung der Volumenfunktionen nach KNAPP (1973) sowohl für das Derbholz, als auch für das Schaftholz zu einer Unterschätzung des wahren Volumenwertes. Schon KNAPP (1963) bestätigt in seinen Untersuchungen Unterschiede in der Förmigkeit der einzelnen Pappelsorten. Er erarbeitete auf Grundlage seiner 2.200 auf mitteldeutschen Auenstandorten vermessenen Probestämme und der festgestellten ausgeprägten Förmigkeitsunterschiede der einzelnen Pappelsorten sortendifferenzierte Ausbauchungsreihen (KNAPP 1963).

Der direkte Vergleich der unter Tabelle 4 dargestellten unechten Ausbauchungsreihe für die Zitter-Pappel mit der unechten Ausbauchungsreihe für die Sorte „Robusta“ nach KNAPP (1963) zeigt für die untersuchten Höhenstufenklassen 15 bis 21 m im gesamten Schaftverlauf eine geringere Abholzigkeit der Zitter-Pappel. Die Differenzen betragen durchschnittlich 2 %. Im unteren Schaftabschnitt beträgt die Differenz sogar bis zu 3 %. Die Zitter-Pappel scheint also auf Grundlage der vorliegenden Untersuchungsergebnisse einen vollholzigeren Schaftformverlauf zu haben als die Schwarz-Pappelsorte „Robusta“.

Die sektionsweise Vermessung der 25 Probestämme genügte jedoch aufgrund des eingeschränkten Durchmesserbereiches nicht zur Aufstellung einer bestandesspezifischen Volumenfunktion. Es ist jedoch davon auszugehen, dass die Förmigkeit der Zitter-Pappeln im $d_{1,3}$ -Bereich unter 18,0 cm ebenfalls von der von KNAPP (1973) zugrundegelegten Förmigkeit abweicht. Wenn sich die Abweichung im selben Rahmen wie für den Durchmesserbereich zwischen 18,0 und 29,4 cm bewegt, wird das Schaftholzvolumen um 12 % und Derbholzvolumen um 16 % unterschätzt. Ob die Differenzen wirklich in diesem Bereich liegen, kann aufgrund der fehlenden Datenbasis nicht beurteilt werden. Dieser Sachverhalt sollte aber beim Vergleich der Vorräte der Zitter-Pappel mit dem Bonitierungsflächen nach KNAPP (1973) sowie beim Vergleich der Vorratswerte mit dem Kiefernbonitierungsflächen nicht unberücksichtigt bleiben, da er dazu führen könnte, dass das Wachstum und der Ertrag der Zitter-Pappel deutlich besser einzuschätzen ist.

Im Rahmen der Untersuchung konnte keine qualitätsbeeinflussende Wirkung der Düngung auf die Qualitätsparameter Schaftform, Kronenform und Ästigkeit nachgewiesen werden. Es ist zu vermuten, dass die Schaftform vor allem durch die genetischen Anlagen festgelegt wird und durch den Standort selbst nicht oder wenn, dann für alle Versuchsglieder gleichgerichtet wirkt. Dass die Herkunft des Saatgutes Auswirkungen auf die Schaftqualität hat, konnte bereits RUBNER (1953) von Versuchen aus dem Tharandter Wald berichten. Die Kronenform und die Ästigkeit sind jedoch eher von der soziologischen Stellung des Baumes abhängige Parameter. Die Zitter-Pappel ist aufgrund der vorgestellten Untersuchungsergebnisse auf diesem Standort anbaufähig, aber nur bedingt anbauwürdig. Sie ist auf nährkraftschwachen Standorten als Pionierbaumart nur vorübergehend befähigt bestandesweise Strukturen auszubilden. Die starken Auflöseerscheinungen durch die hohe Mortalität bestätigen ihre Rolle als Pionierbaumart im früh-sukzessionalen Stadium. Ihre Aufgabe besteht in der Vorbereitung des

Bodens für die im Zuge der Sukzession folgenden Baumarten. Die Unterwanderung des Zitter-Pappel-Oberstandes durch den intensiven Kiefernflug stellt den Übergang in Richtung der potentiell-natürlichen Vegetation des Beerkrout-Kiefernwaldes (HOFMANN 1997) dar.

Düngemaßnahmen zeigen nur eine geringe Wirkung und sollten aufgrund der Kostenintensität vermieden werden. Wichtiger ist die Ausscheidung kleinstandörtlich besserer Bereiche, in denen die Zitter-Pappel kleinflächig eingebracht werden kann und so als Mischbaumart eine Erhöhung der Biodiversität bewirken kann (SCHERZINGER 1996, OTTO 1994).

Im Anbetracht des Klimawandels und der dadurch noch geringer werdenden Niederschläge in der Vegetationsperiode (GERSTENGARBE u. a. 2003) geraten Baumarten wie die Zitter-Pappel in ihre ökologischen Grenzbereiche. Die ungünstige ökologische Wasserbilanz schränkt die ökologischen Freiheitsgrade der Zitter-Pappel stark ein. Einige Standorte werden dadurch für den Anbau der Zitter-Pappel ungeeignet. Aufgrund dieser Tatsache ist ein Anbau der Zitter-Pappel auf ziemlich nährstoffarmen Standorten im größeren Maßstab abzulehnen. Die Untersuchungsergebnisse sprechen in diesem Bereich für eine Beibehaltung der Kiefernwirtschaft.

5. Zusammenfassung

Auf der langfristigen Versuchsfläche „PRESCHEN“ wurde das Wachstum der Zitter-Pappel (*Populus tremula* L.) auf einem ziemlich nährstoffarmen, terrestrisch-mittelfrischen (Z2) Standort waldwachstumskundlich erfasst und auf eine eventuelle Düngewirkung hin untersucht. Es konnte gezeigt werden, dass die Düngewirkung durch kleinstandörtliche Unterschiede überlagert wird. Auf besseren Partien vermag es die Zitter-Pappel kiefernähnliches Oberhöhen-Wachstum zu leisten. Im Durchschnitt liegt ihr Bestandesvorrat im Alter 43 jedoch nur bei 84,3 m³/ha. Starke Auflöseerscheinungen in den meisten Parzellen deuten die bereits eingetretene Zerfallsphase an. Bei der Auswertung der Qualitätsmerkmale Schaftform, Kronenform und Ästigkeit sind für die Aspe keine signifikanten Unterschiede zwischen den Düngevarianten nachweisbar, daher kann keine Düngewirkung auf die Verteilung der Qualitätsmerkmale festgestellt werden. Die Untersuchungen zur Förmigkeit des Zitter-Pappel-Schaftes haben gezeigt, dass die Anwendung der Volumenfunktionen nach KNAPP (1973) das wahre Baumvolumen deutlich unterschätzt. Die Analyse der chemisch-physikalischen Bodeneigenschaften bestätigte die kleinstandörtliche Differenzierung der Versuchsfläche. Hinsichtlich der Düngewirkung ist nur eine geringe Beeinflussung der Vegetation in der Zitter-Pappel nachzuweisen. Die Ergebnisse der Blattspiegelanalyse in der Zitter-Pappel haben gezeigt, dass Stickstoffdüngung auf diesem Standort notwendig erscheint, auch die Düngung von Phosphor und Kalium zeigt positive Effekte hinsichtlich des Versorgungszustandes. Eine Anbaueignung der Zitter-Pappel auf diesem Standort ist kritisch zu hinterfragen. Es hat sich gezeigt, dass es noch viele ungeklärte Fragen gibt. So fehlt beispielsweise ein Bestandeswachstums- und Entwicklungsmodell zur exakten Beschreibung der Wachstumsgesetzmäßigkeiten von Zitter-Pappel-Beständen. Ebenso bedarf es der Erarbeitung entsprechender Volumenfunktionen für die Baumart Zitter-Pappel. Es besteht also weiterhin Forschungsbedarf auf diesem Gebiet. Anhand von Versuchen wie dem Waldumbauversuch „PRESCHEN“ zeigt sich, welche Bedeutung auch 140 Jahre nach der Gründung der „Hauptstation für das forstliche Versuchswesen in Preußen“ (NOACK 2011) langfristige Versuchsflächen zur wissenschaftlichen Fundierung der Waldbewirtschaftung haben.

6. Summary

On the long-term forest sample plot "PRESCHEN" the growth of *Populus tremula* L. was examined at a oligotrophic site (Z2). The examination was focused on a possible fertilizing effect. It was shown that the fertilizing effect is superimposed by small locational differences. On better nutrient-supplied plots *Populus tremula* L. shows similar height growth as *Pinus sylvestris* L. On average, the volume at the age of 43 is only 84.3 m³/ha. Strong dissolution phenomena in most plots indicate that the decay phase has already occurred. The evaluation of the quality characteristics (stem form, crown structure and knottiness) for *Populus tremula* L. does not show significant differences between the fertilization variants. Therefore, no fertilization effect is detected on the distribution of quality characteristics. The studies on the stem curve have shown that the wood form factor according to KNAPP (1973) underestimated the true tree volume significantly. The small local differentiation of the sample plots was confirmed by the analysis of the chemical-physical soil properties. With regard to the fertilizing effect only a small influence on the vegetation is verifiable. The results of leaf analysis revealed that nitrogen fertilization was needed in this location, the fertilization of phosphorus and potassium has led to positive effects in terms of the nutritive condition. The cultivability of *Populus tremula* L. on this site has to be questioned critically. It has been shown that there are still many unanswered questions. For example, a growth and development model to describe the growth principles of *Populus tremula* L. is missing. It is also needful to develop an appropriate volume functions for *Populus tremula* L. There is actually still a need for research in this area. Even 140 years after the founding of the "Main station for the Forest Research in Prussia" (NOACK 2011), long-term forest sample plots like "PRESCHEN" show the importance of long-term experimental plots for the scientific foundations of forest management.

7. Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde, BLV Verlagsgesellschaft, München, Wien, Bonn
- GERSTENGARBE u. a. (2003): Studie zur klimatischen Entwicklung im Land Brandenburg bis 2055 und deren Auswirkungen auf den Wasserhaushalt, die Forst- und Landwirtschaft sowie die Ableitung erster Perspektiven, PIK Report No. 83, Potsdam
- HASEL, K. u. a. (2006): Forstgeschichte – Ein Grundriss für Studium und Praxis, Verlag Dr. Kessel, 3. Verbesserte Auflage, Remagen.
- HEIMPOLD, C. (2011): Standortökologische und holzmesskundliche Untersuchungen an einem Düngungsversuch zur Zitter-Pappel (*Populus tremula* L.) und Gemeinen Fichte (*Picea abies* L.) auf einem nährkraftschwachen altpleistozänen Sand-Standort im Süden des Landes Brandenburg, Masterarbeit, TU-Dresden
- HEINSDORF, D. u. a. (1992): Charakterisierung des atmogenen Fremdstoffeintrages in Kiefernökosystemen des nordostdeutschen Tieflandes, in: Beiträge für Forstwirtschaft und Landschaftsökologie 26, S. 24-29.
- HEINSDORF, D. u. a. (2005): Ernährungsstufen für wichtige Wirtschaftsbaumarten; Beiträge für Forstwirtschaft und Landschaftsökologie 39, S. 172-179
- HEINSDORF, D. (2010): Mündliche Mitteilungen.
- HOFMANN, G. u. a. (1990): Depositionsgeschehen und Waldbewirtschaftung. Der Wald 40: 208-213.
- HOFMANN, G. (1997): Mitteleuropäische Wald- und Forst-Ökosysteme in Wort und Bild, AFZ-Der Wald Sonderheft, BLV Verlagsgesellschaft, 2. Auflage, München.
- HOFMANN, G. u. a. (2005): Potentielle natürliche Vegetation von Brandenburg und Berlin, Band XXIV Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, hendrik Bäßler verlag, Potsdam.
- HOFMANN, G. (2010): Mündliche Mitteilungen.
- JENSSEN, M. u. a. (2007): Die natürlichen Vegetationspotentiale Brandenburgs als Grundlage klimaplastischer Zukunftswälder, in: Beiträge zur Gehölkunde, Hrg.: Gesellschaft Deutsches Arboretum e. V., Hansmann-Verlag, Hemmingen: 17-29
- KNAPP, E. (1963): Holzmesskundliche Untersuchungen über die massebildenden Faktoren des Einzelstammes wirtschaftlich wichtiger Pappelsorten unter besonderer Berücksichtigung der Baumform (in 2 Bänden), Dissertation an der Forstwirtschaftlichen Fakultät Eberswalde der Humboldt-Universität zu Berlin, Eberswalde
- KNAPP, E. (1973): Abschlussbericht „Ertragstabellen für Schwarzpappelsorten“, Institut für Forstwissenschaften Eberswalde, Eberswalde
- KRAFT, G. (1884): Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellung und Lichtungshieben. Klindworth's Verlag, Hannover.
- LEMBCKE, G. u. a. (2000): Ertragstafel für die Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) im nordostdeutschen Tiefland, Vieth + Vieth Verlag GmbH, Eberswalde.
- MÖLLER, K. (2009): Aktuelle Waldschutzprobleme und Risikomanagement in Brandenburgs Wäldern; in: Wald im Klimawandel – Risiken und Anpassungsstrategien, Eberswalder Forstliche Schriftenreihe Band 42, Brandenburgische Universitätsdruckerei und Verlagsgesellschaft Potsdam mbH, Potsdam.
- MLUR (2004): Waldbau-Richtlinie 2004 „Grüner Ordner“ der Landesforstverwaltung Brandenburg, vierCdigitalprint + mediafabrik GmbH, Berlin.
- MLUV (2007): Die Kiefer im nordostdeutschen Tiefland - Ökologie und Bewirtschaftung, Eberswalder Forstliche Schriftenreihe Band XXXII, Brandenburgische Universitätsdruckerei und Verlagsgesellschaft Potsdam mbH, Potsdam.
- NOACK, M. (2011): Erkenntnisgewinn für eine nachhaltige Waldwirtschaft - Langfristige forstliche Versuchsflächenforschung in Eberswalde, unveröffentlicht
- OTTO, H. J. (1994): Waldökologie, Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart
- PASSARGE, H. u. a. (1964): Soziologische Artengruppen mitteleuropäischer Wälder, Archiv für Forstwesen 13: 913-937.
- RUBNER, K. (1953): Die pflanzengeographischen Grundlagen des Waldbaus, 4. völlig umgearbeitete Auflage, Neumann Verlag, Radebeul und Berlin.
- SCHERZINGER, W. (1996): Naturschutz im Wald - Qualitätsziele einer dynamischen Waldentwicklung, Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart
- SCHULZE, G. (1996): Anleitung für die forstliche Standortserkundung im nordostdeutschen Tiefland (SEA 95), 2. Aufl., Schwerin.

Das Wachstum zweier Alteichen in der Oberlausitz

Stefan Panka

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

Summary

In the course of statewide forest conversion, sessile oak is going to play a more and more important role in the next few decades. As one of the future main tree species on the available site spectrum, it is going to fill the place on sites too good for pine and of a too low trophic and humidity level for beech. In order to start well prepared into the phase of afforestation and cultivation of sessile oak stands, several projects are being worked on at the LFE.

For that reason, close to nature mixed oak forests that include sessile oak trees of a high age and that are in the state of natural decomposition of the original structure of the stand were implied into the project of BfN "Biodiversity in oak working forests" (FKZ 80584001).

In the forest districts Trebendorf and Alteich in the Oberlausitz that have been handed over to Vattenfall in order to produce brown coal, I was allowed to realize the stem analysis at an about 350-year-old oak. In my investigations, I also was able to include the data of a stem analysis that was realized by Mr Steffen Schmidt and Dr Jens Schröder on the same area three years later. The research and the analysis of site ecological-historical data allow an interesting view into the silviculturally yield scientific complex of problems of widely naturally developed oak forests.

Im Zuge des landesweiten Waldumbaus wird die Trauben-Eiche in den nächsten Jahrzehnten eine zunehmend wichtigere Rolle spielen. Sie soll als eine der zukünftigen Hauptbaumarten in dem zur Verfügung stehenden Standortsspektrum den Teil besetzen, der für die Kiefer zu gute und für die Buche zu geringe Trophie- und Feuchtwerte aufweist. Um gut gewappnet in die Begründungs- und Bewirtschaftungsphase von Trauben-Eichen-Beständen zu gehen, werden an der LFE mehrere Projekte bearbeitet, die eben diese Ziele verfolgen.

So wurden im Projekt „Biodiversität in Eichenwirtschaftswäldern“ des BfN (FKZ 80584001) auch naturnahe Eichenmischwälder in die Untersuchungen einbezogen, die zum Teil Trauben-Eichen beinhalten, die ein beträchtliches Alter aufweisen und sich bereits in einer natürlichen Phase des Zerfalls der ursprünglichen Bestockungsstruktur befinden. In den zum Zwecke der Gewinnung von Braunkohle an Vattenfall abgegebenen Oberlausitzer Forstrevieren Trebendorf und Alteich wurde mir großzügig die Durchführung einer Stammanalyse an einer ca. 350jährigen Eiche gestattet. Bei meinen Untersuchungen berücksichtigte ich auch die Daten einer drei Jahre später auf Initiative und unter der Leitung von Dr. Ralf Kätzel durch Herrn Steffen Schmidt und Dr. Jens Schröder ebenfalls hier durchgeführten Stammanalyse. Die Untersuchungen und die Analyse standortkundlich-historischer Daten geben einen interessanten Einblick in die waldbaulich-ertragskundliche Problematik der weitgehend der Natur überlassenen Eichenwälder.

Lage des Untersuchungsgebiets

Auf das NSG „Urwald Weißwasser“ wurde ich schon früher aufmerksam. Dieses fast 100 ha große, 1961 ausgewiesene Schutzgebiet, das etwa 3 km westlich des Oberlausitzer Ortes Weißwasser im Einzugsgebiet der Muskauer Heide liegt, ist Sachsens ältestes Trauben-Eichen-Vorkommen und wurde am 01.01.2006 dem 4. größten Energiekonzern Europas, Vattenfall, zur Abaggerung frei gegeben. Der international agierende Vattenfall-Konzern beschäftigt derzeit über 21 Tausend Mitarbeiter und zählt durch die Braunkohleförderung zu den größten Arbeitgebern in der Region. Der Tagebau Nochten wird das NSG „Urwald Weißwasser“ spätestens bis 2015 überbagern.

Die beiden Untersuchungsbestände, in denen die Stammanalysen durchgeführt wurden, befanden sich in der Abt. 183 (Abb. 1) des ehemaligen Rev. Alteich (einst durch Prof. Erteld bewirtschaftet) des Sächsischen Forstamts Weißwasser (heutiger Waldbesitzer: Vattenfall Europe Mining AG).

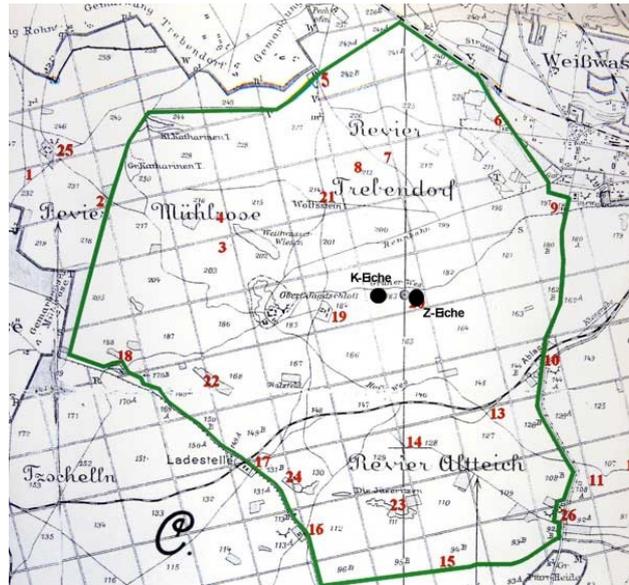


Abb. 1: Lage der beiden Probestände auf einer Forstkarte von 1927 (PREUBNER, 2007). Der Wildzaunverlauf markiert die Grenzen des damaligen Tiergartens.

Wuchsbedingungen

Das Gebiet liegt im Bereich des mäßig trockenen Tieflandklimas, im forstlichen Wuchsgebiet Düben-Lausitzer Altmoränenland, im Wuchsbezirk des Nochterer Dünengebiets. Charakteristisch sind hier warme, trockene Sommer und kalte Winter mit Spätfrösten. Nehmen wir die Daten (Jahresmittel aus der Zeitreihe 1951-2006) der nur 20 km entfernten Wetterstation in Spremberg (Abb. 2), so stellen wir fest, dass die Jahresmitteltemperatur bei 8,9°C und die mittlere Niederschlagssumme bei 610 mm liegen. Ein Vergleich mit der Niederschlagskarte (Abb. 3) des Deutschen Wetterdienstes zeigt, dass sich das Untersuchungsgebiet am süd-östlichen Rand der trockensten Region Deutschlands (Fast ausnahmslos das ganze Land Brandenburg ist davon betroffen!) befindet.

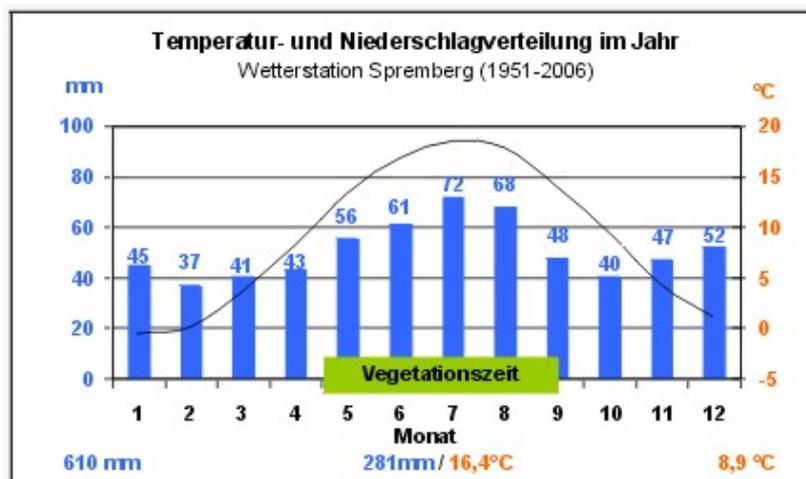


Abb. 2: Temperatur- und Niederschlagsverteilung in einem Jahr lt. Daten der Wetterstation Spremberg (1951 – 2006).

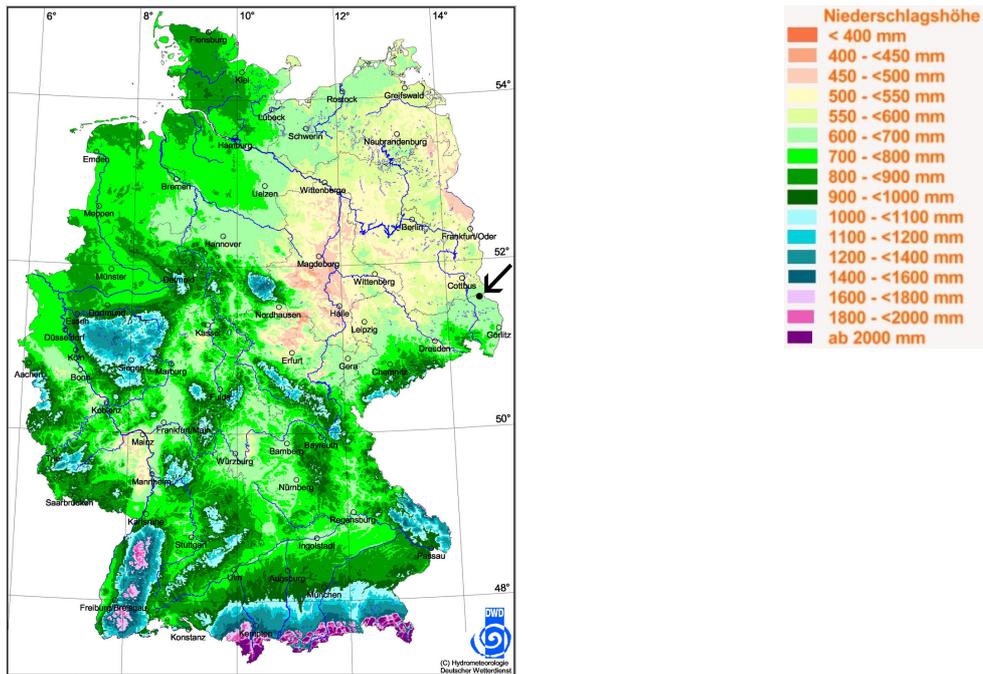


Abb. 3: Niederschlagsverteilung in Deutschland (Deutscher Wetterdienst). Schwarzer Punkt markiert die Lage des Untersuchungsgebiets.

Die Böden gehören meist zu den Nährkraftstufen Z (ziemlich arm) und A (arm) und sind im Bereich des Urwaldes grundwassernah (SCHULZE, 2006). Im Norden wird das Gebiet durch die Ausläufer der Trebendorfer Hochfläche der Stauchendmoräne des Muskauer Faltenbogens und im Süden durch das Lausitzer Urstromtal beeinflusst. Der Muskauer Faltenbogen hat die Form eines Hufeisens (Abb. 4), das sich von Döbern im Nordwesten über Weißwasser und Bad Muskau im Süden, weiter über den deutsch-polnischen Grenzfluss Neiße zum polnischen Trzebiel im Nordosten erstreckt. Der Gletscher des Elsterzeitlichen Inlandeises presste die vor und unter ihm liegenden Sand- und die miozänen Braunkohleschichten auf einer Strecke von über 40 km zusammen und schuf damit oberflächlich auf kleinstem Raum ein mosaikartiges Geflecht von Standorten, die ein Spektrum von sehr arm bis sehr reich aufweisen. Der als kleinräumiger, flachwelliger Hügelzug in der Landschaft erkennbare Faltenbogen ist von ausgedehnten Feuchtgebieten und Sanddünen sowie verlandeten Teichen durchsetzt und in dieser Form weltweit in seiner Vielfalt nahezu einmalig.



Abb. 4: Muskauer Faltenbogen (Łuk Muzakowa). Quelle Lausitz Wiki (GNU FDL)

Methodisches Vorgehen

Es sollte der Wachstumsverlauf der weitgehend **naturnah** aufgewachsenen Probestämme als Stellvertreter für die betreffenden Trauben-Eichen-Bestände erfasst werden. Dank der relativ gut dokumentierten Bestandesgeschichte war für unsere Auswahl das NSG „Urwald Weißwasser“ geradezu ideal. Die ersten schriftlichen Überlieferungen

zu diesem Waldgebiet stammen von LESKE (1785). Von ihm und späteren Autoren (CLEMENT 1872 und BRUHM 1927) erfahren wir unter anderem, dass das Gebiet um 1782 holzreich und von Eichenwald bedeckt war. Den Erhalt in weitgehend naturnaher Form verdankt der „Urwald Weißwasser“ der Jagdleidenschaft der Standesherrschaft Muskau. Bei PREUSSNER (2007) finden wir, dass das Gebiet schon zur Zeit der Burggrafen zu Dohna (1597-1644) ein beliebtes Jagdrevier war. Seit etwa 1620 (PREUSSNER 2007) folgten die Kurfürsten Sachsens fast regelmäßig der Einladung zur Jagd in die Muskauer Heide. Diesem kurfürstlichen Interesse an der Jagd ist es zu verdanken, dass der Urwald später nicht wie große Teile des deutschen Waldes dem Raubbau zum Opfer fiel. Eine weitere wichtige Information ist die über den Bau eines Wildzauns (LESKE 1785, PREUSSNER 2007) zum Schutz des zahlreich vorhandenen Wildes im Gebiet, in dem die beiden Eichen später entnommen wurden. So konnten hier schon frühzeitig Streunutzung und Waldweide unterbunden werden (ASSING-GRIMELLI 1971, PREUSSNER 2007). In der Nachkriegszeit wurde das NSG durch GROSSER (1954, 1964) zum ersten Mal detailliert vegetations- und standortkundlich bearbeitet. Es folgten zahlreiche waldkundliche (GROSSER 1965, 1966, 2006) und genetische (WOLF&BRAUN 1995, HERTEL et al. 2004) Untersuchungen.

Um das in Brandenburg für die Anlage der Eichenbestände vorgegebene **Standortspektrum** zu berücksichtigen, suchte man die beiden Trauben-Eichen gezielt an die Stamm-Standortstufe betreffend möglichst voneinander differenzierten Standorten aus. Die erste Trauben-Eiche („**Z-Eiche**“) stockte auf einem Z2-Standort (ziemlich arm), der als unterdurchschnittlich mit Wasser und Nährstoff versorgt eingestuft wird. Die lokale Bodenform wird als „Korgauer Grand-Braunerde“ mit Rohhumusaufgabe beschrieben. Die andere Trauben-Eiche („**K-Eiche**“), umgeben nord-östlich von Bräunigker Grand-Braunerde (M5) und süd-westlich von Fischbacher Bändergrand-Braunerde (M2), stockte, wie sich nach der Wurzelgrabung herausstellte, auf einem sehr kiesigen Material, und im begrenzten Wurzelbereich, auf 2 m Tiefe, befand sich ein in südlicher Richtung mächtiger werdender Lehm-/Tonkörper, der zur Verbesserung der Versorgung beitrug und damit zur lokalen Aufwertung der Stammstandortsgruppe führte (K).

Um den Vergleich an gleich definierten Bestandesindividuen durchzuführen, wäre die Auswahl von dem Grundflächenmitteldurchmesser des Oberstandes entsprechenden Bäumen wünschenswert gewesen. So hätten die Untersuchungsergebnisse der beiden Bäume als Bestandesentwicklungsgrößen interpretiert werden können, und gleichzeitig wäre der Ertragstafelvergleich möglich gewesen. Praktisch war das Vorhaben jedoch nur schwer realisierbar. Hauptursache dafür war die bei den meisten Trauben-Eichen vorhandene Stammfußfäule, die die Baumauswahl stark beeinträchtigte. Die Auswahl der K-Eiche folgte außerdem vorrangig dem Ziel, eine möglichst vitale Alteiche mit optimalem Kronenzustand zu untersuchen. Die beiden Abbildungen 5 und 6 stellen die Durchmesserverteilung der aus Trauben-Eiche bestehenden Oberschicht der beiden zweistöckigen Bestände dar, in denen die Probestämme zur Durchführung der Stammanalyse ausgesucht wurden (s. Markierung). Trotz der teilweise auch hier vorhandenen Stammfäule war es möglich, das exakte Alter der beiden Bäume zu bestimmen. In beiden Beständen ragten die Kronen des aus Trauben-Eiche, Gemeiner Kiefer und Birke bestehenden Unterstandes (Alter=58 J., Stand: 01.01.2010) teilweise in die Kronen der Alteichen.

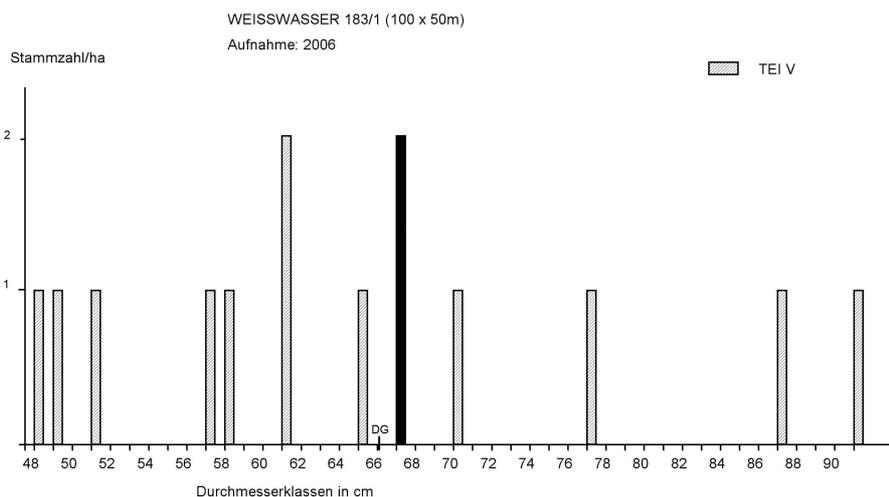


Abb. 5: Probestfläche WEISSWASSER 183/1 - Durchmesserverteilung des Trauben-Eichen-Oberstandes der „Z-Eiche“

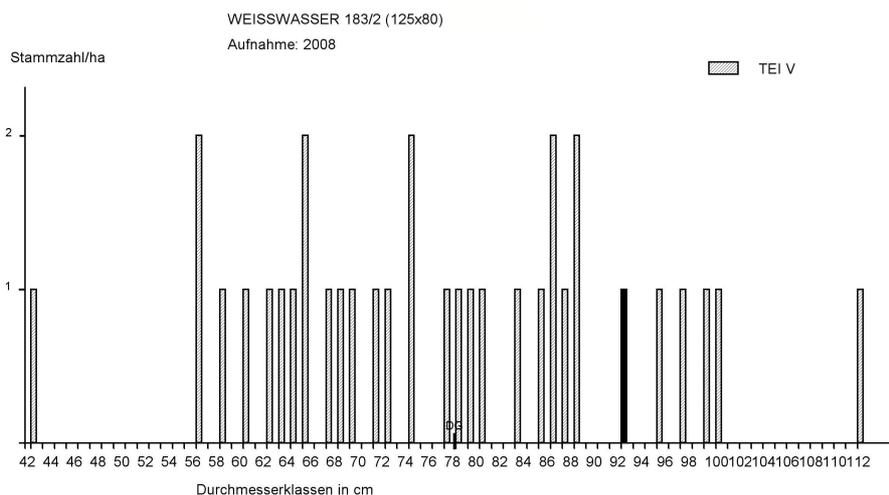


Abb. 6: Probefläche WEISSWASSER 183/2 - Durchmesserverteilung des Trauben-Eichen-Oberstandes der „K-Eiche“

Schwieriger gestaltete sich die Einhaltung der durch $d_{1,3}$ definierten Entnahmehöhe der Stammscheibe, auf der die Radialzuwächse gemessen werden sollten. Die im Falle der Z-Eiche im $d_{1,3}$ -Bereich vorhandene Stammfäule zwang für den Datenvergleich zum Ausweichen auf eine Stammscheibe, die auf einer Höhe von 3,0m entnommen wurde. Die Stammscheiben aus den Höhen von 1m und 2m wiesen ebenfalls stellenweise Fäule auf, die eine ungestörte Messung auf allen vier Radien unmöglich machte. Die Differenz zwischen $d_{1,3}$ (666mm) und $d_{3,0}$ (588mm) im durch Umfangmessung festgestellten Durchmesser betrug 79mm und im Alter 11 Jahrringe.

Untersuchungsergebnisse

Die Altersermittlung zeigte, dass die Z-Eiche in einem Alter von 336 Jahren (09.10.2006, 1670–2006) und die K-Eiche im Alter von 442 Jahren (26.02.2010, 1567–2010) entnommen wurde. Sowohl die Z-Eiche als auch die K-Eiche wurden der Baumklasse 1 (KRAFT 1884) zugeordnet und als vital angesprochen. Ihre holzmesskundlichen Kennwerte betragen entsprechend $d_{1,3}$ m. R. 66,6cm; 93,1cm und Länge 20,85m; 26,80m.

Die Ertragskennwerte der beiden Hauptbestände geben die Tabellen 1 und 2 wieder.

Tabelle 1: Probefläche WEISSWASSER 183/1 – Ertragskennwerte (Hektarangaben) des Trauben-Eichen-Oberstandes (Z-Eiche)

Fläche: WEISSWASSER 183/1		Datei: weisswasser 183 1.dbf			
Flächengröße: 5000.00 m ²		Aufn.-Datum: 09.10.2006			
Bestand: TEI, verbleibender Bestand, Oberstand, Alter: 300.00,					
Baumart: Trauben-Eiche (<i>Quercus petraea</i> (MAT.) LIEBL.)					
DG	HG	N	G	VD	BFD
66.14	22.07	28	9.620	121.7	0.573

Tabelle 2: Probefläche WEISSWASSER 183/2 – Ertragskennwerte (Hektarangaben) des Trauben-Eichen-Oberstandes (K-Eiche)

Fläche: WEISSWASSER 183/2		Datei: weisswasser 183 2.dbf			
Flächengröße: 10000.00 m ²		Aufn.-Datum: 13.03.2008			
Bestand: TEI, verbleibender Bestand, Oberstand, Alter: 300.00,					
Baumart: Trauben-Eiche (<i>Quercus petraea</i> (MAT.) LIEBL.)					
DG	HG	N	G	VD	BFD
77.89	26.59	34	16.200	253.5	0.589

Die Höhenentwicklung, die durch die Abb. 7 dokumentiert wird, zeigt, dass die beiden Eichen nicht einmal die IV. relative Bonität des Bonitätsfächers der Eichen-Ertragstafeln (ERTELD 1961) erreichen.

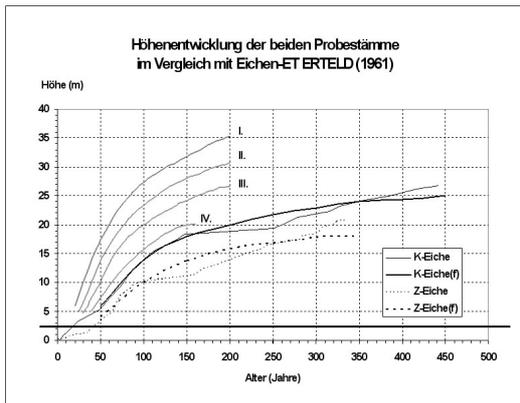


Abb. 7: Höhenentwicklung der beiden Eichen im Vergleich mit Eichen-ET von ERTELD (1961)

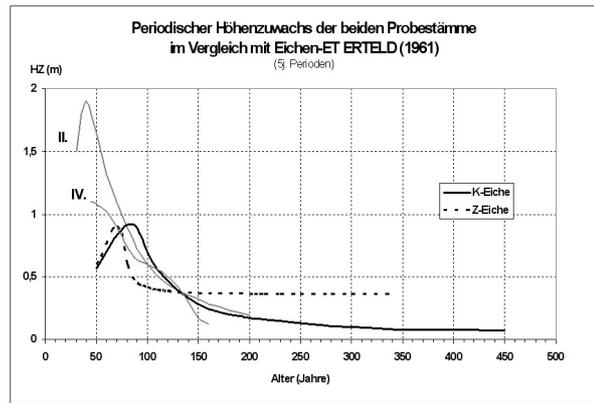


Abb. 8: Periodischer (5j. Per.) Höhenzuwachs der beiden Eichen im Vergleich mit Eichen-ET von ERTELD (1961)

Die Ausgleichsfunktionskurven der beiden Bäume markieren im Mittel bonitätsmäßig den Leistungsbereich dieser Eichen (Bestände) und zeigen einen weitgehenden ertragstafelgetreuen Kurvenverlauf. Den periodisch erfassten Höhenzuwachs der beiden Eichen zeigt die Abb. 8. Fünfjährige Perioden ermöglichen hier den Vergleich mit den Ertragstafeln von ERTELD (1961).

Die Abbildung 9 stellt den Verlauf der aus vier Radien ermittelten bestehenden Mittelwerte der Jahrringbreiten beider Eichen dar. Die störende Fäule im $d_{1,3}$ -Bereich im Falle der Z-Eiche zwang bei der Messung zum Ausweichen auf die Stammscheibe, die aus 3,0m Höhe entnommen wurde, und kann zum Vergleich nur in begrenztem Maße, eher als Orientierung, genutzt werden.

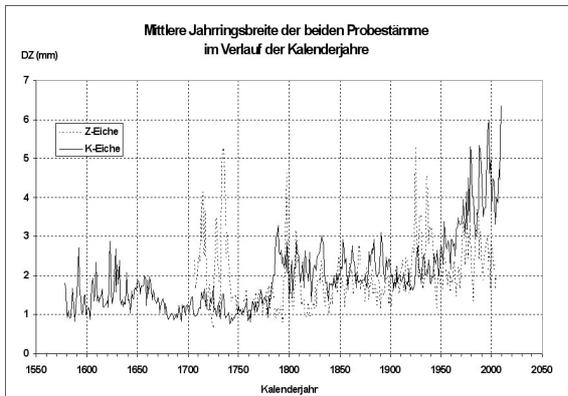


Abb. 9: Mittlere Jahrringbreite (4 Radien) der beiden Eichen im Verlauf der Kalenderjahre

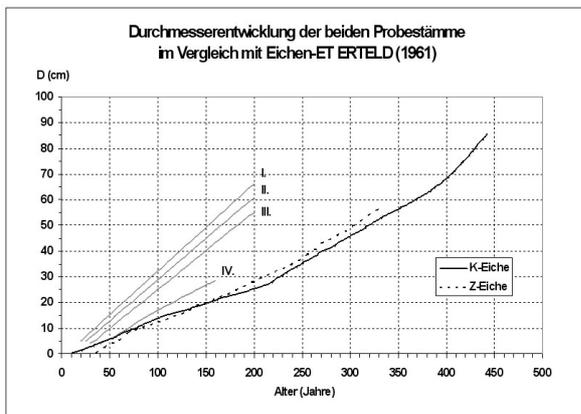


Abb. 10: Durchmesserentwicklung der beiden Eichen im Vergleich mit Eichen-ET von ERTELD (1961)

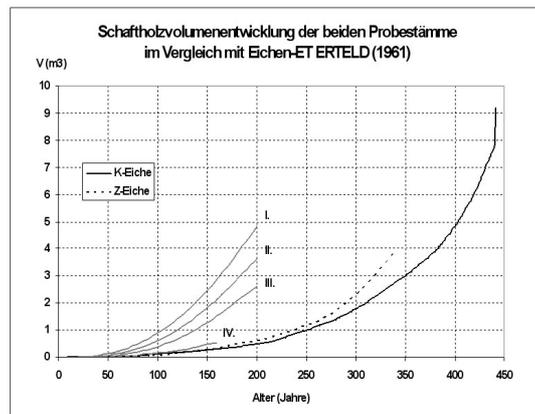


Abb. 11: Volumentwicklung der beiden Eichen im Vergleich mit Eichen-ET von ERTELD (1961)

Die Abb. 10, die die Durchmesserentwicklung der beiden Eichen im Vergleich mit dem Ertragstafel-Modell von ERTELD (1961) darstellt, verdeutlicht, dass die auf geringer ausgestatteten Standort gewachsene Z-Eiche mehr Potenzial zeigt als die K-Eiche. Beide Probestämme, wie das die Entwicklung der mittleren Jahrringbreite in der Abb. 9 und die daraus resultierende Durchmesserentwicklung (Abb. 10) demonstrieren, sind in der Lage, noch im hohen Alter ihre Leistung an Durchmesserzuwachs deutlich zu steigern.

Die Mehrleistung der Z-Eiche im Höhenzuwachs und Durchmesserzuwachs spiegelt sich auch im Volumenertrag (Abb. 11) wieder. Auch hier schneidet die Zuwachskurve der Z-Eiche die Kurve der K-Eiche im Alter von 125 Jahren und vergrößert im weiteren Verlauf kontinuierlich ihre Führung.

Erkenntnisse

Es ist erstaunlich, wie die natürlich aufgewachsenen Probestämme im Verlauf ihrer Höhenwachstumskurven dem Bonitätsfächer von ERTELD (1961) treu bleiben. Würden wir die Bonitätslinien weiter interpolieren (Abb. 7), wäre eine weitgehende Übereinstimmung mit den Ausgleichsfunktionen der empirischen Daten unserer Eichen sichtbar. In unserem Fall können wir also die Ertragstafel von ERTELD (1961) mit ruhigem Gewissen als Maßstab nutzen. Beide Trauben-Eichen wuchsen, wie wir aus der Literatur erfahren, eine Zeitlang (1780 - 1945) im Zaun auf. Dieser Zaun, errichtet zum Schutz des Wildes, hat als Nebeneffekt zum weitgehend von Menschen ungestörten Wachstum in ihrem Bestandesleben beigetragen. In ihrer Jugendzeit und darüber hinaus (Z-Eiche bis zum Alter von 110 J., K-Eiche bis zum Alter von 213 Jahren) wuchsen die höchstwahrscheinlich nicht aus einer Pflanzung stammenden Eichen jedoch zaunfrei. Die in der Abb. 7 auf 2,2 m Höhe waagrecht verlaufende Linie markiert den Äsungsbereich, den die Bäume im Falle der Z-Eiche erst nach 39 Jahren und bei der K-Eiche nach 13 Jahren mit ihren Terminalknospen verlassen haben.

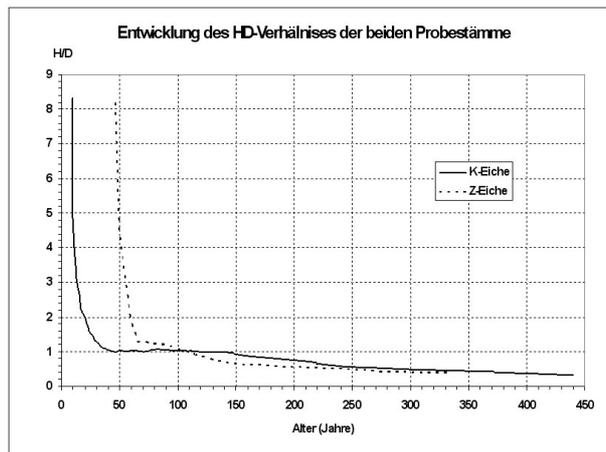


Abb. 12: Entwicklung des H/D-Verhältnisses der beiden Trauben-Eichen (Z-Eiche, Stammscheibe aus 3m Höhe).

Diese Tatsache war offensichtlich Ursache dafür, dass vor allem die Z-Eiche in ihrem Konkurrenzkampf nachhaltig benachteiligt wurde und sich leistungsmäßig lange Zeit auf einem niedrigeren Niveau behaupten musste. Eine Höhe von 10m, die erst nach 100 Jahren erreicht wurde, spricht für sich selbst! Bei einer Standortausstattung, wie sie hier festgestellt wurde, wären jedoch laut ET von ERTELD (1961) im Falle der Z-Eiche 15 m (IV. relative Bonität) und bei der K-Eiche annähernd 28 m (II. relative Bonität) zu erwarten gewesen. Ihren bonitätsmäßigen Höhenwert von 15m erreicht die Z-Eiche erst 113 Jahre später, die K-Eiche wird ihren Höhenwert nie erlangen!

Die Abb. 8 offenbart uns eine weitere Ursache für diese enttäuschende Leistung unserer Probestämme. Im Vergleich mit dem Modell von ERTELD (1961) gipfelt der periodische Höhenzuwachs der beiden Eichen deutlich später. KRAMER (1988), später WENK (1990) und NOACK (2005) erklären diese für die Produktivität eines Bestandes wichtige zeitliche Verzögerung mit dem Lichtentzug, der bei einer langzeitigen Schirmstellung eintreten und nachhaltig das Wachstum ganzer Bestände stören kann.

Der periodische Höhenzuwachs zeigt in beiden Fällen eine deutliche Verschiebung der empirischen Probestaam-Kurven nach rechts von dem ERTELD'schen Modell (hier II. um 45 Jahre und bei der IV. relativen Bonität um 25 Jahre). Betrachten wir die Höchstwerte, die hier erreicht werden, so sehen wir eine deutliche Unterschreitung (Z-Eiche um 45cm, K-Eiche um 98cm) der durch das Modell von ERTELD (1961) vorgegebenen Werte.

Betrachten wir das Zuwachsgeschehen auf der Abb. 9, so sehen wir etwa ab 1780 eine deutliche Steigerung, die wahrscheinlich dem Zaunbau (Begrenzung der Nutzungsrechte der Bevölkerung am Wald) und der Verbesserung der Wuchsbedingungen (Mastbäume) zuzuschreiben ist. Es ist jedoch nicht zu übersehen, dass diese Mehrleistung an Durchmesserzuwachs nicht einmal annähernd die Ertragstafelwerte erreicht. Es ist also nicht verwunderlich, dass zu jeder Zeit im Bereich der Gültigkeit (200 Jahre) des Ertragstafel-Modells von ERTELD (1961) auch die

Volumenleistung (Abb. 11) der beiden Eichen deutlich unter dem Niveau der entsprechenden Ertragstafelwerte liegt.

Beide Eichen mussten in ihrer langen Lebensgeschichte sicherlich vieles durchstehen. Obwohl sie zum Zeitpunkt ihrer Entnahme mindestens den Grundflächenmittelstamm repräsentierten und als vital angesprochen wurden, müssen wir jedoch rückblickend auf ihre Wachstumskurven (Abb. 7) und die Durchmesserzuwachsentwicklung (Abb.9) annehmen, dass sie eher dem vitalen als dem herrschenden Teil des Bestandes angehört haben. Auch die standörtlichen Wuchsbedingungen unterlagen in den letzten 400 Jahren sicherlich einer Wandlung. Das alles berücksichtigend können wir für unseren Fall folgende Schlüsse ziehen:

- bei natürlicher Verjüngung muss mit längeren Verjüngungszeiten gerechnet werden (im Fall der Z-Eiche rund 40 Jahre!),
- die bei den beiden Trauben-Eichen festgestellten späten und gestreckten Zuwachskulminationen (Abb. 8) sind ein nicht zu übersehendes Indiz für eine beachtliche Verlängerung der Produktionszeiträume (KRAMER 1988), (WENK 1990), (NOACK 2005),
- würden wir die beiden Trauben-Eichen als Bestandesmittelstämme betrachten, so müssten wir feststellen, dass die Volumenleistung dieser naturnah aufgewachsenen Trauben-Eichen weit unter der Erwartung der Ertragstafel (ERTELD 1961) liegt,
- am Beispiel der beiden Probestämme ist deutlich erkennbar, dass Trauben-Eichen auch im fortgeschrittenen Alter mit ihrem Radialzuwachs (Abb. 9) eine erstaunliche Höchstleistung (aufgrund verbesserter Wuchsbedingungen?) erzielen können.

Danksagung

Dr. Björn Strohbach vom Landeskompetenzzentrum Forst in Eberswalde danke ich für die Aufbereitung seiner Standortsuntersuchungen sowie die Herstellung der Standortsdiagnose im Bereich der K-Eiche. Einen herzlichen Dank möchte ich Dr. Jens Schröder von der FH Eberswalde für die Bereitstellung der von ihm erfassten Stammanalyse-Daten der K-Eiche aussprechen. Meinen Kollegen Olaf Ruffer, Steffen Schmidt und Dr. Ralf Kätzel gilt mein Dank für die Bestandesdaten sowie für die Durchführung der Stammanalyse an der K-Eiche im Gelände. Zu großem Dank verpflichtet bin ich Dr. Karl Heinz Großer und Dr. Karl Preußner für das Zusenden von wertvollen Daten der Nachbarbestände sowie für anregende und informationsreiche Diskussionen. Der Sächsischen Versuchsanstalt danke ich für die Luftaufnahmen des Untersuchungsgebiets, die eine genauere Datenanalyse und Bestandesdatensynchronisation im Gelände ermöglichten.

Literatur

- ASSING-GRIMELLI, L. (Hrg.): Aus dem Nachlaß des Fürsten von Pückler – Muskau, Briefwechsel und Tagebücher des Fürsten Hermann von Pückler – Muskau, 9 Bände; Bern, neu verlegt bei Herbert Lang; Erstausgaben (1873-1976), 1971
- BRUHM, W.: Die Forstwirtschaft in der preußischen Oberlausitz. – In: Stein, E.: Monographien deutscher Landschaften. Bd. II. – Berlin-Friedenau, 1927
- CLEMENT, NN : Die Forsten der Standesherrschaft Muskau. Jahrbuch des Schlesischen Forstvereins für 1872. Breslau 1872, S. 257-293, 1872
- ERTELD, W. : Ertragstafelauszüge für den Gebrauch in der Praxis., 170 S., Neumann Verlag, Radebeul, 1961.
- GROSSER, K. H.: Forstliche Vegetations- und Standortsuntersuchungen in der Oberlausitzer Heide und an den natürlichen Fichtenvorposten der südlichen Niederlausitz. Diss. Berlin-Eberswalde; Mskr. n. p., 1954
- GROSSER, K. H.: Die standörtlichen Elemente und das Waldbild in der nördlichen und östlichen Oberlausitz. In: Abhandlungen und Berichte des Naturkundemuseums Görlitz 34 (2), S. 81-143, 1955
- GROSSER, K. H.: Die Wälder am Jagdschloß bei Weißwasser (OL). Waldkundliche Studien in der Muskauer Heide. In: Abhandlungen und Berichte des Naturkundemuseums Görlitz 39 (2), 102 S., Leipzig, 1964
- GROSSER, K. H.: Der Wald und seine Umwelt im Gebiet am Jagdschloß bei Weißwasser. In: Beiträge zum Studium und Schutz der heimatlichen Natur. Potsdam, 1965.
- GROSSER, K. H.: Urwald Weißwasser. – Brandenburgische Naturschutzgebiete, Folge 2, S. 1-40, 1966
- HERTEL, H.; TRÖBER, U.; KÄTZEL, R. : cpDNA haplotypes of oak populations in Brandenburg and Saxony (Germany). – Mitteilungen aus der Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft Rheinland-Pfalz 52, S. 197-199., 2004
- KRAMER, H.: Waldwachstumslehre. 374 S., Verlag Paul Parey Hamburg und Berlin, 1988
- LESKE, N. G.: Reise durch Sachsen in Rücksicht der Naturgeschichte und Oekonomie. Verlag Müller Leipzig, 1785
- NOACK, M.: Waldwachstumskundliche Untersuchungen vorangebauter Trauben-Eichen in Kiefernbeständen des Nordostdeutschen Tieflandes und Schlussfolgerungen für den ökologischen Waldumbau auf standörtlicher Grundlage. Dissertation. Humboldt-Universität zu Berlin, 2005
- PREUSSNER, K.: Lausitzer Forstgeschichte. Der Tiergarten bei Weißwasser in der Muskauer Heide, Hrsg. Vattenfall Europe Mining & Generation, Cottbus 2007, 70 S., 2007

- RÜFFER, O.; KÄTZEL, R.: Zur Entwicklungsgeschichte der Eichenwälder im Nordostdeutschen Tiefland. In: Eberswalder Forstliche Schriftenreihe, Band XXV, S. 13-22, Eberswalde, 2006
- SCHULZE, A.: Forsthistorischer Abriss des Waldgebietes um den Urwald Weißwasser, unter besonderer Berücksichtigung des Jagd Schlosses Weißwasser und des Tiergartens. Diplomarbeit. Fachrichtung Forstwissenschaften Tharandt, 2006
- WENK, G.; ANTANAITIS, V.; ŠMELKO, Š.: Waldertragslehre. 448 S., Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin, 1990
- WOLF, H.; BRAUN, H. : Erhaltung und Förderung forstlicher Genressourcen. Schriftenreihe der Sächsischen Landesanstalt für Forsten, Heft 3, 36 S.; Pirna, OT Graupa, 1995

Effekte von Vorwäldern auf den Nährstoff- und Kohlenstoffhaushalt des Waldbodens

Hendrik Stark¹⁾, Jürgen Bauhus¹⁾, Arne Nothdurft²⁾

¹⁾ *Waldbauinstitut, Uni Freiburg, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg i.Br.*

²⁾ *Abteilung für Biometrie und Informatik, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt, Wonnhaldestraße 4, 79100 Freiburg*

Zusammenfassung

Es wurden die Langzeiteffekte von Vorwäldern auf den Bodennährstoff- und Kohlenstoffhaushalt im Vergleich zu herkömmlichen Reinbestandsaufforstungen mit der Zielbaumart Eiche analysiert. Die untersuchten Vorwälder waren jeweils Reinbestände der Baumarten Aspe und Birke. Die Versuchsbestände wurden im Jahr 1990 nach Sturmwurf räumlich getrennt auf zwei verschiedenen Standorten in Rheinland-Pfalz etabliert. Im Jahr 1996 wurden die Vorwälder mit der Zielbaumart Eiche unterpflanzt. Zur Quantifizierung der Unterschiede der erhobenen Variablen zwischen den beiden Behandlungsvarianten Vorwald und Nicht-Vorwald wurden varianzanalytische Verfahren eingesetzt. Dem Versuchsdesign mit Messwiederholungen auf verschiedenen Plots wurde durch Zufallsparameter in generalisierten linearen gemischten Modellen Rechnung getragen und die Effekte des Standorts und der verschiedenen Tiefenstufen wurden mit festen Modell-Parametern berücksichtigt. Nach 20 Jahren waren die Vorräte basischer Kationen (Summe Ca, K, Mg, Na) im mineralischen Oberboden unter Energievorwäldern um ca. 50% höher als unter Eichenreinbeständen. Die Vorräte basischer Kationen in der organischen Auflage unterschieden sich zwischen den Behandlungen hingegen nicht signifikant, da die höheren Basenkonzentrationen mit geringeren Massen organischen Materials unter Vorwäldern einhergingen. Der Effekt des Vorwaldes auf den Kohlenstoffvorrat im untersuchten Boden variierte stark zwischen den Standorten und Tiefenstufen und unterschied sich im Mittel beider Standorte nicht signifikant vom Vorrat unter Eichenreinbeständen.

Summary

We studied the effects of so-called Energy Nurse Crops (ENC) on soil nutrient and carbon dynamics relative to ordinary restoration practices. In 1990, 16 monoculture plots of birch, aspen, and oak were established at two different sites in Rhineland-Palatinate, Germany, and in 1996 oak was planted beneath the sheltering birch and aspen canopies. Methods of analysis of variances were employed to quantify differences in the assessed variables between the two treatments ENC and oak monoculture. Random parameters in generalized linear mixed effect models (GLMM) were used to account for the nested trial design with replicates on plot level. The effects of site and soil depth layer were included in the models using fixed effects. At the stand age of 20 years the pools of basic cations (Ca, K, Mg, Na) in the upper mineral soils (0 – 10cm and 10 – 30 cm) were significantly (ca. 50%) higher under ENC compared to oak monocultures, whilst no significant differences were found for the organic layer. Carbon pools significantly differed between sites and soil depth layers, but the treatments did not have a significant impact.

Alte Versuchsflächen und aktuelle Fragestellungen

Im Jahr 1990 entstanden besonders in den Wäldern Süd-West Deutschlands großflächige Sturmschadflächen. Dies war Grund und Möglichkeit, die Wiederbewaldung von Sturmschadflächen mit Hilfe von Vorwäldern zu studieren. In Zusammenarbeit zwischen dem Waldbauinstitut der Uni Freiburg und der FVA Rheinland-Pfalz wurden deshalb im Gebiet des Hunsrück in Rheinland-Pfalz Versuchsflächen angelegt, um die Eignung von Vorwäldern zur raschen Wiederbewaldung von Kalamitätsflächen sowie zur Unterstützung und Sicherung der Etablierung von frostempfindlichen Hauptbaumarten auf besonders frostgefährdeten Standorten zu studieren. Für diese Versuchsflächen wurden u.a. schnellwachsende, anspruchslose und robuste Pionierbaumarten wie Birke und Aspe als Vorwaldbaumarten in Reinbestandsform zusammen mit der Eiche als Hauptbaumart etabliert (Tabelle 1). Die Wirkung der Vorwälder wurde im Vergleich zu Reinbeständen aus Eichen untersucht, welche eine der herkömmlichen Aufforstungsvarianten auf diesen Flächen darstellten. Die Vorwälder wurden im Pflanzverband 4 m x 4 m begründet und im Alter von sechs Jahren versetzt mit Eichen im Verband 4 m x 1,7 m unterpflanzt. Eichenreinbestände wurden im Verband 2 m x 1 m etabliert. Die Versuchsflächen hatten meist eine Größe von 50 m x 50 m und zeichneten sich durch Stauwassereinfluss aus. Diese Vorwaldbestände erreichten nach 19 Jahren eine durchschnittliche Höhe von ~ 15 m und einen durchschnittlichen BHD von ~ 17 cm. Die Eichenreinbestände erreichen im selben Alter etwa ~ 9 m Höhe und einen BHD von ~ 9 cm.

Tabelle 1: Stammzahl, Höhe und BHD der Versuchsbestände (Aspenvorwald, Birkenvorwald, Eichenreinbestand & Eiche als Unterstand unter den Vorwäldern) als Richtwerte

Richtwerte	Aspe	Birke	Eiche	EicheU
N/ha	776	688	~ 5000	~ 1500
Mittlere Höhe [m]	16,1	12,9	9,4	~ 3,6
Mittlerer BHD [cm]	18,7	16,8	8,7	n.a.

Zwanzig Jahre nach der Anlage der Vorwaldversuchsflächen fördert die Bundesregierung die Produktion nachwachsender Rohstoffe. Zur Verringerung der CO₂ Emissionen aus fossilen Energieträgern sollen in der EU bis zum Jahre 2020 etwa 20% des Gesamtenergieverbrauches durch erneuerbare Energien bereitgestellt werden. Biomasse aus Holz kann einen wichtigen Beitrag zur Erreichung dieses Zieles leisten. Allerdings besteht ein Landnutzungskonflikt besonders auf landwirtschaftlichen Flächen zwischen der Produktion von Nahrungsmitteln und der Produktion von Energiepflanzen. Diese Einschränkung rechtfertigt die Frage, ob zusätzliche hölzerne Biomasse von Waldlandschaften bereitgestellt werden könnte; denn regelmäßig zerstören Stürme, Trockenheit und Insektenkalamitäten europäische Wälder großflächig.

Wir schlagen deshalb vor, mit Hilfe sogenannter Energievorwälder, einer Kombination aus schnell- und langsam wachsenden Baumarten, auf Waldschadflächen zum einen den zukünftigen Waldbestand neu zu etablieren und gleichzeitig eine gesteigerte rasche Biomasseproduktion zur Kompensation fossiler Energieträger anzustreben. Um bei Nachhaltigkeitszertifizierungen Akzeptanz zu finden, soll der Einfluss dieses Waldbausystems auf den standörtlichen Nährstoff- und Kohlenstoffhaushalt im Vergleich zu herkömmlichen Reinbestandsaufforstungen untersucht werden. Dazu nutzen wir einige der vorher beschriebenen alten Versuchsflächen, die für diese Untersuchungen auf zwei geographisch separaten Standorten (Kirchberg und Sobernheim) genügend Wiederholungsparzellen bieten.

Hypothesen

Laut unseren Hypothesen können Energievorwälder auf Kalamitätsflächen zusätzliche Biomasse zum Ersatz fossiler Brennstoffe bereitstellen. Gleichzeitig wirken sich diese Energievorwälder aufgrund ihrer physiologischen Eigenschaften im Vergleich zu Reinbestandsaufforstungen aus Hauptbaumarten positiv auf den standörtlichen Nährstoff- und Wasserhaushalt aus und fördern zudem die Speicherung von Kohlenstoff im Boden.

Erhobene Daten

Es wurden Daten zu den Nährstoff- und Kohlenstoffvorräten der oberirdischen Biomasse sowie des Mineralbodens einschließlich der organischen Auflage erhoben (Abbildung 1). Zusätzlich stehen Sickerwasseranalysen für beispielhafte Versuchsflächen als Zeitreihe über 15 Jahre, sowie ein Wasserhaushaltsmodell zu Verfügung (Prof. Gebhard Schüler, Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft Rheinland-Pfalz). Dieser Vortrag handelt ausschließlich von Nährstoff- und Kohlenstoffvorräten im oberen Mineralboden und der organischen Auflage.

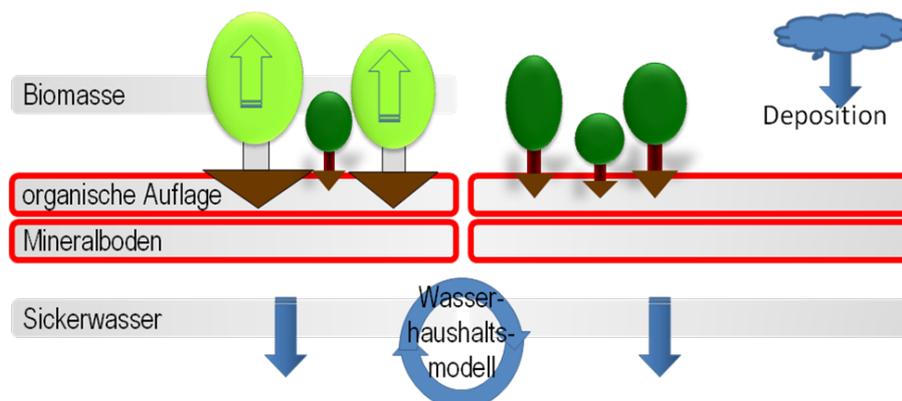


Abbildung 1: Übersicht der erhobenen Daten im gesamten Projekt; in dem vorliegenden Text werden nur Daten zur organischen Auflage und dem Mineralboden behandelt.

Versuchsaufbau und Probenaufbereitung

Auf den zwei Standorten befanden sich jeweils vier Wiederholungen (Parzellen) von Vorwald und vier Wiederholungen mit Eichenreinbestand. Alle Vorwaldbestände wurden im Jahr 1996 mit der Zielbaumart Eiche unterpflanzt.

Jeweils zwei der insgesamt vier Vorwaldparzellen pro Standort waren reiner Aspenvorwald und reiner Birkenvorwald. Für jede Versuchspartizelle wurden 12 zufällig verteilte Bohrkerne (0 - 10, 10 - 30, 30 - 70 cm Tiefenstufen) aus dem Mineralboden und ebenso viele Proben von der organischen Auflage gewonnen (Abbildung 2). Für den Mineralboden in der Tiefe 30 – 70cm wurden pro Versuchspartizelle aus technischen Gründen nur vier Proben entnommen. Dabei wurden insgesamt ~ 500 Bodenproben gewonnen, die anschließend mehrfach gravimetrisch bestimmt (Frisch- und Trockengewicht), gesiebt (2 mm) und gemahlen wurden. Für die Laboranalyse wurden jeweils 2 Bohrkernproben pro Plot und Tiefenstufe gemischt und anschließend die Kationenaustauschkapazität, der Kohlenstoff- und Stickstoffgehalt, sowie der pH-Wert bestimmt.

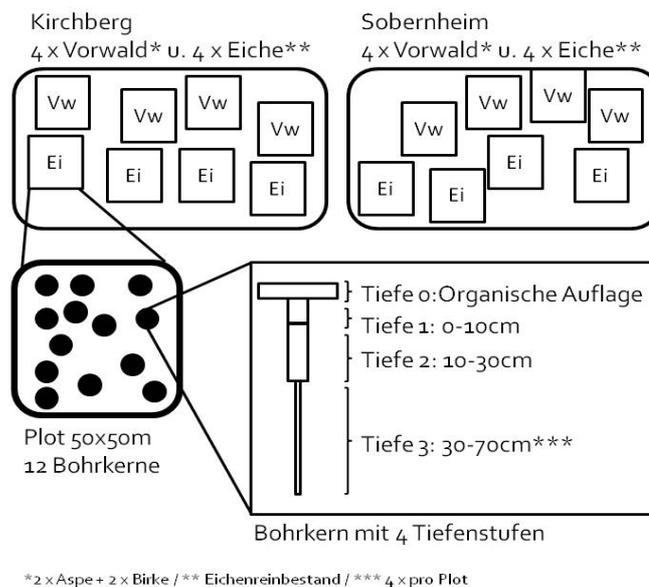


Abbildung 2: Die Untersuchungen wurden auf zwei Standorten mit jeweils vier Eichenreinbestandsparzellen und vier Vorwaldparzellen durchgeführt. Jeweils zwei der vier Vorwaldparzellen pro Standort waren Aspenvorwälder und zwei Birkenvorwälder. Pro Parzelle wurden 12 Bohrkerne bis in eine Tiefe von 30 cm entnommen und jeweils 4 Bohrkerne bis in eine Tiefe von 70 cm. Die Einteilung der Tiefenstufen im Mineralboden war 0 – 10 cm, 10 – 30 cm, 30 – 70 cm sowie die organischen Auflage.

Datenstruktur

In Abbildung 1 sind die Vorräte der Summe der Basischen Kationen (SumBas; Ca + K + Mg + Na) (rot) und die Vorräte des Kohlenstoffs (organisch, grau) in der organischen Auflage sowie den mineralischen Bodenhorizonten 0 – 10 cm, 10 – 30 cm, und 30 – 70 cm dargestellt. Die verwendeten Daten stellen Mittelwerte aus beiden Standorten dar, der Vorwald wird zusätzlich in die Beiden Baumarten Aspe und Birke aufgeteilt. Es soll deutlich werden, dass sich die Vorräte von Kohlenstoff zwischen den einzelnen Behandlungen nicht stark unterscheiden. Für die Vorräte von SumBas fällt jedoch auf, dass es besonders in Mineralboden in 0 – 10 cm Tiefe größere Unterschiede zwischen Vorwald und Eichenreinbestand und besonders zwischen Aspenvorwald und Eichenreinbestand gibt.

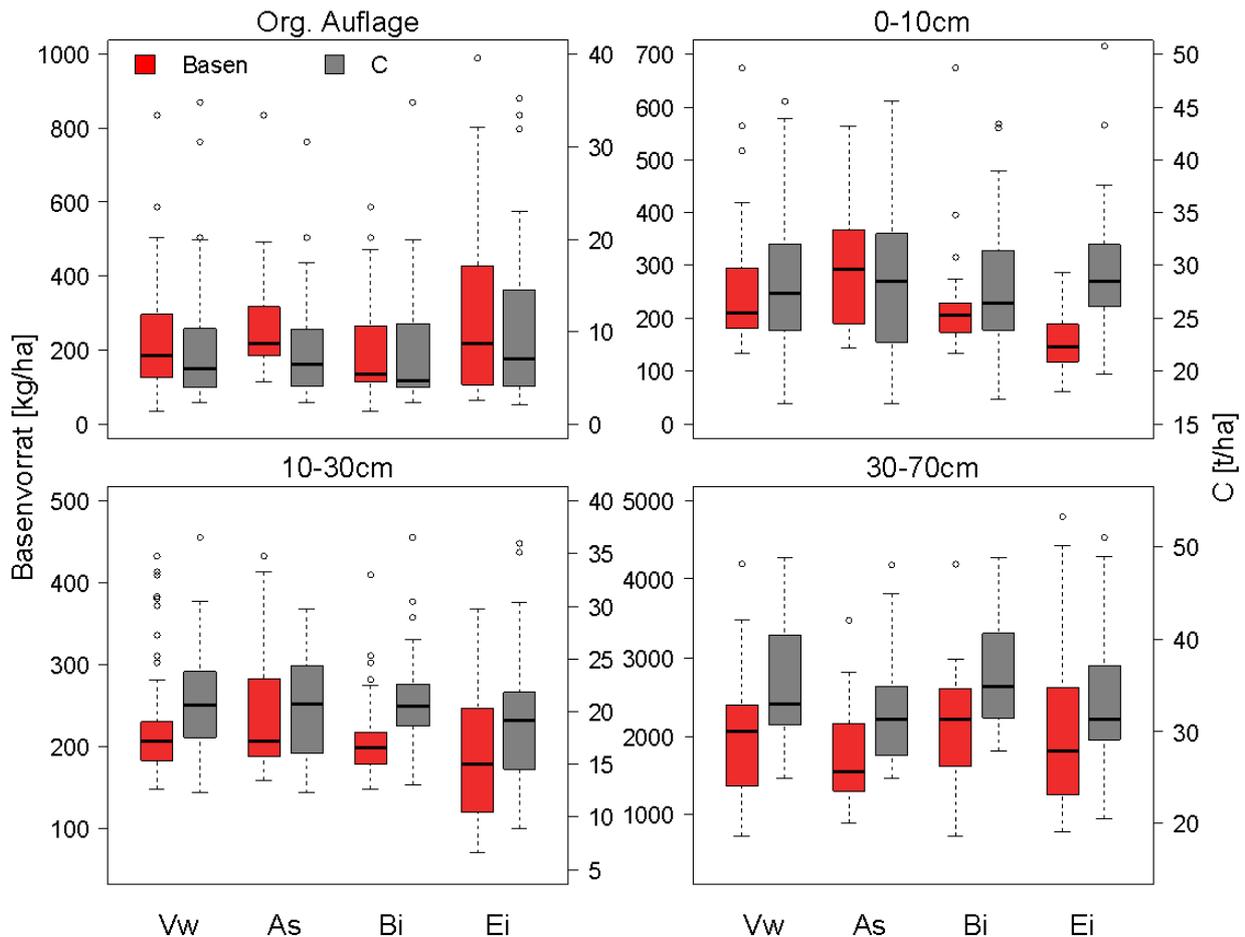


Abbildung 3: Die Struktur der empirischen Daten für die Vorräte der Summe der basischen Kationen (rot) und des organischen Kohlenstoffs (grau) für die organische Auflage sowie den Mineralboden 0 – 10 cm, 10 – 30 cm und 30 – 70 cm. Gezeigt sind die Behandlung Vorwald (Vorwaldbaumart Oberstand & Eiche Unterstand), Aspenvorwald, Birkenvorwald, sowie Eichenreinbestand. In den Boxplots sind der Median, die Standardabweichung, das erste und dritte Quantil sowie Ausreißer dargestellt.

Modelle zur Datenanalyse

Zur Überprüfung der Hypothesen wurden Generelle Lineare Gemischte Modelle (GLMM) verwendet. Darin beschreibt ein linearer Prädiktor η die jeweilige Zielgröße y (z.B. SumBas). Die analysierten Daten waren Gamma verteilt (Formel 1) und es wurde unterstellt, dass die Zielgröße und der lineare Prädiktor mit einer logarithmischen Linkfunktion (Formel 2) verknüpft sind.

$$y \sim \gamma(\mu) \quad (1)$$

$$g(y) = \log(y) = \eta, \quad y = g^{-1}(\eta) = \exp(\eta) \quad (2)$$

Der lineare Prädiktor für die Behandlung i auf dem Standort j in Tiefenstufe k ist beispielsweise (Formel 3):

$$\eta_{ijkl} = \beta_0 + \beta_1 \times I(\text{Vorwald}) + \beta_2 \times I(\text{Standort Sobernheim}) + \dots + \beta_{p-1} x_{ijkl}^{(p-1)} + b_{ijk} \quad (3)$$

Der lineare Prädiktor (Formel 3) besteht aus einem Interzept, einem festen Parametereffekt für den Vorwald, einem festen Parametereffekt für den Standort und einem festen Parametereffekt für die Tiefenstufe, sowie aus einem normalverteilten Zufallseffekt (Formel 4) auf der Ebene der Versuchspartellen.

$$b_{ijk} \sim N(0, \tau^2) \quad (4)$$

Zusätzlich sind weitere feste Effekte und Kombinationen im Modell möglich. Alle Tests für die 0-Hypothese, dass ein Effekt keine Wirkung hat (Formel 5), wurden mit Hilfe von Wald-Tests durchgeführt.

$$H_0: \beta_r = 0 \quad (5)$$

Die Parameter-Interpretation, ob ein Effekt erhöhend oder erniedrigend wirkt, wurde mit Hilfe von Wett-Prozenten analog zu logistischen Regressionen durchgeführt.

Modellaufbau und Modelloutput für die Summe basischer Kationen (SumBas)

Tabelle 2 zeigt den Modelloutput für ein Modell zum Basenvorrat. Es sind die festen Effekte in der linken Spalte definiert. Die zweite und dritte Spalte zeigen den geschätzten Parameter-Wert für den jeweiligen Effekt. Ganz rechts finden sich p-Werte für die Wahrscheinlichkeiten, dass die 0-Hypothese fälschlicherweise abgelehnt wird. Im Folgenden ein logischer Gedankengang beim Aufbau des Modells:

1. Haben die untersuchten Vorwälder generell einen signifikanten Einfluss auf den Nährstoffhaushalt des untersuchten Waldbodens? Laut Modell haben Vorwälder generell keinen signifikanten Einfluss auf den Nährstoffhaushalt.
2. Wenn Standorte verschiedene Ausgangsbedingungen haben, ist es normalerweise schwer, Ergebnisse dieser Standorte miteinander zu vergleichen. Die untersuchten Standorte unterschieden sich im Bodentyp zwischen Pseudogley und Braunerde-Pseudogley. Um diesem Umstand gerecht zu werden, fügen wir dem Modell als erstes den festen Effekt des Standortes hinzu. Als Ergebnis hat der Standort einen signifikanten Effekt im Modell, d.h. Böden auf dem Standort Sobernheim unterscheiden sich im Basenvorrat signifikant von Böden auf dem Standort Kirchberg.
3. Entsprechend den verfügbaren Standortkartierungsunterlagen sind für den Standort Sobernheim Decklehme über einer Tonschieferverwitterung kartiert. Außerdem weisen die erhobenen Daten auf erhöhte Werte der Kationenaustauschkapazität (KAK) in einer Tiefe von 70cm hin. Es deutet also alles darauf hin, dass es zwischen den einzelnen definierten Tiefenstufen größere Unterschiede im Basenvorrat geben könnte. Deshalb wurde dem Modell ein fester Effekt für die Tiefenstufen und zusätzlich ein fester Effekt als Kombination aus Standort und Tiefenstufe hinzugefügt. Jeder Effekt erwies sich im Modell als signifikant.
4. Letztendlich wurde dem Modell ein kombinierter Effekt aus Vorwald und Tiefenstufe hinzugefügt, da es möglich ist, dass der von uns unterstellte Effekt der Vorwaldbaumarten sich in den verschiedenen Tiefen zum Beispiel aufgrund unterschiedlicher Wurzelstrategien oder unterschiedlicher Zersetzbarkeit der Streu unterschiedlich stark auswirkt. Dieses Modell zeigt nun einen signifikanten Unterschied für die Vorräte an basischen Kationen zwischen einem Vorwald und einem Eichenreinbestand in den mineralischen Bodentiefen 0 – 10 cm und 10 – 30 cm, nicht aber in der organischen Auflage.

Tabelle 2: Parameter-Schätzwerte eines Modelles mit Vorwald als festem Behandlungseffekt sowie weiteren festen Effekten. β bezeichnet die Modellschätzung des Parameters auf der log Skala; $\exp(\beta)$ bezeichnet die Modellschätzung auf der original Skala; die rechte Spalte enthält die p-Werte.

Feste Modell-Parameter	β	$\exp(\beta)$	p
(Intercept)	6,121	455,202	0,000
Vw	-0,188	0,829	0,131
Standort Sobernheim	-1,051	0,349	0,000
Tiefenstufe von 0 bis 10 cm	-1,121	0,326	0,000
Tiefenstufe von 10 bis 30 cm	-1,014	0,363	0,000
Standort Sobernheim und Tiefenstufe 0 bis 10 cm	1,092	2,981	0,000
Standort Sobernheim und Tiefenstufe 10 bis 30 cm	1,293	3,643	0,000
Vorwald und Tiefenstufe 0 bis 10 cm	0,714	2,042	0,000
Vorwald und Tiefenstufe 10 bis 30 cm	0,443	1,558	0,001

In weiteren Modellen wurde u.a. der Effekt des Vorwaldes differenziert nach Aspenvorwald und Birkenvorwald untersucht und die relativen Unterschiede quantifiziert. Außerdem konnten die Modelle durch einen Abgleich der modellierten Vorratsdaten mit den empirisch erhobenen Vorräten auf Plausibilität geprüft werden. Tabelle 3 zeigt eine Zusammenfassung aller empirisch erhobenen Vorräte sowie prozentuale Unterschiede der Behandlungen relativ zu den Eichenreinbeständen.

Tabelle 3: Zusammenfassung der empirisch erhobenen Vorräte und der aus verschiedenen Modellen abgeleiteten prozentualen Unterschiede. Alle Angaben sind modellabhängig und können sich nach der Berücksichtigung weiterer Kontroll-Effekte verändern.

Bodenschicht	Ei	VW	As	Bi
Org.	301,3 ± 261,4 100%	247,6 ± 159,4 82,9 %	270,5 ± 163,8 89,9%	227,9 ± 155,9 76,5%
0-10	153,4 ± 50,1 100%	255,2 ± 113,9 169,3%	294,2 ± 113,6 192,5%	221,8 ± 105,1 148,1%
10-30	191,4 ± 80,7 100%	242,4 ± 126,1 129,1%	244,5 ± 87,1 128,4%	240,6 ± 153,5 129,2%

Modelloutput C

Der Kohlenstoffvorrat unterschied sich anhand unserer Modelle nicht signifikant zwischen den Behandlungen; er war allerdings signifikant zwischen den Standorten und zwischen den Tiefenstufen.

Weitere Arbeiten

Im Rahmen der weiteren Forschung werden die Nährelementvorräte in der oberirdischen Biomasse der Versuchsbestände quantifiziert. Schließlich soll der Effekt des Vorwaldes auf die standörtlichen Gesamtvorräte der basischen Kationen und des Kohlenstoffs unter Berücksichtigung verschiedener Ernteszenarien betrachtet werden. Weiterhin soll ergründet werden, ob die nachweislich größeren Vorräte basischer Kationen im mineralischen Oberboden unter Vorwäldern entweder das Ergebnis verringerter Auswaschung nach Wiederaufforstung sind, oder ob diese aus tieferen Bodenschichten über Wurzelaufnahme in den Oberboden verlagert wurden.

Aktuelle Veröffentlichung zum Thema

STARK, H., NOTHDURFT, A., BAUHUS, J.: Effekte von Vorwäldern auf den Nährstoff- und Kohlenstoffhaushalt des Waldbodens, AFZ-DerWald, 14/2011, S. 4 – 6, 2011

Literaturhinweise (nicht zitiert im Text)

- BAUHUS, J. und MESSIER, C., Soil exploitation strategies of fine roots in different tree species of the southern boreal forest of eastern Canada, *Can. J. For. Res.-Rev. Can. Rech. For.*, Bd. 29, Nr. 2, S. 260-273, 1999.
- SCHMIDT-SCHÜTZ, A, & HUSS, J., Wiederbewaldung von Fichten-Sturmwurfflächen auf vernässenden Standorten mit Hilfe von Pioniergehölzen. Freiburg: BW-Plus, 1998
- UNSELD, R., WENZEL, M., WEICH, T., STARK, H., WEINREICH, A. Weinreich, und BAUHS, J., Energie-Vorwälder in Südwestdeutschland – Alternative Bewirtschaftungsformen zur Steigerung der energetisch nutzbaren Biomasse im Wald (Teil 1 von 6)., *Forst und Holz*, Nr. 10, S. 14 - 17, 2010.
- UNSELD, R. und BAUHUS, J., Wuchspotenziale von Pappeln für Vorwald (Teil 4 von 6), *AFZ-DerWald*, Bd. 10, S. 6 - 9, 2011.
- BORMANN, F.H., LIKENS, G.E., SICAMA, T.G., PIERCE, R.S., und EATON, J.S., The Export of Nutrients and Recovery of Stable Conditions Following Deforestation at Hubbard Brook, *Ecological Monographs*, Bd. 44, Nr. 3, S. 255-277, 1974
- SCHULZE, E.-D., Carbon and nitrogen cycling in European forest ecosystems. Springer, 2000.
- ADAMS, P. W. und BOYLE, J. R., Soil Fertility Changes Following Clearcut and Whole-tree Harvesting and Burning in Central Michigan, Bd. 46, Nr. 3, S. 638-640, 1982.
- URI, V., TULLUS, H., und LOHMUS, K., Biomass production and nutrient accumulation in short-rotation grey alder (*Alnus incana* (L.) Moench) plantation on abandoned agricultural land“, *Forest ecology and management*, Bd. 161, Nr. 1-3, S. 169–179, 2002.

Ein virtueller Förster lernt durchforsten: Sukzessionsmodelle in der Ertragsforschung?

Livia Rasche¹, Lorenz Fahse¹, Andreas Zingg² und Harald Bugmann¹

¹ Waldökologie, Institut für Terrestrische Ökosysteme, Departement Umweltwissenschaften, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich, Universitätstrasse 16, CH-8092 Zürich

² Forschungseinheit Waldressourcen und Waldmanagement, Eidg. Forschungsanstalt WSL, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf

Abstract

Forest gap models are flexible tools for the simulation of long-term forest dynamics under different climatic conditions and are thus, at least theoretically, well-suited as decision support tools in forestry when dealing with the challenges of climatic change. There are several aspects of gap models, however, that still need to be improved, such as the simulation of forest management and the accuracy of stand structural features. Specifically, in most gap models actual tree height is approximated using a fixed relationship with stem diameter, and every tree approaches a fixed maximum height regardless of site conditions, two unrealistic assumptions in a forestry context. We improved these features in the gap model FORCLIM and also implemented a management submodel that is able to simulate a wide range of cutting and thinning techniques.

The new model version, FORCLIM v3.0, was tested against long-term data from eight growth-and-yield research plots across climatic conditions ranging from the cold to the dry timberline. The simulation of stand structural features was considerably better, and stem numbers, basal area and diameter distributions of the stands were depicted accurately in more than half of the cases, and still to a satisfying extent in the other cases. We thus propose that the new version of FORCLIM may serve as a strategic decision support tool in forestry regarding sustainable management under conditions of a rapidly changing climate.

Einleitung

Eine Vielzahl verschiedener Modelltypen wird heute in der Waldwachstumsforschung eingesetzt, ausgehend von den klassischen Ertragstafeln über moderne Waldwachstumsmodelle wie SILVA oder BWin sowie physiologisch basierte Modelle. Sukzessionsmodelle (BOTKIN 1972, SHUGART 1984) werden oft als Hybride zwischen physiologischen und Waldwachstumsmodellen bezeichnet; sie basieren auf dem Konzept der Ablösung einzelner Individuen (GLEASON 1939, WATT 1947) auf kleinen Waldflächen (sog. „patches“; vgl. Abb. 1). Das hier verwendete Sukzessions- oder Gap-Modell FORCLIM wurde für die gemässigte Zone entwickelt und getestet (vgl. BUGMANN 1996). Eine Besonderheit dieses Modells ist, dass seine Parameter, im Gegensatz zu jenen von Waldwachstumsmodellen, aufgrund von autökologischer Literatur und pflanzensoziologischer Kenntnisse festgelegt, nicht aber anhand von Wuchsdaten aus Versuchsbeständen kalibriert werden. Die Parameter, welche die Eigenschaften einer Baumart und von Bestandesprozessen wie z.B. der Licht-Extinktion beschreiben, sind in FORCLIM von Anwendung zu Anwendung identisch; nur die klimatischen Einflüsse und die Bodenbeschaffenheit des Standortes werden angepasst. Aus diesem Grund reagiert ForClim sensitiv auf klimatische Einflüsse und ist gut dafür geeignet, die Einflüsse des Klimawandels auf die Bestandesdynamik abzubilden.

Der Schluss liegt nahe, dass ein derart konstruiertes Modell auch ein geeignetes Werkzeug für die Abschätzung der Folgen des Klimawandels in der Forstwirtschaft sein könnte. Gap-Modelle wurden jedoch ursprünglich für die Untersuchung der Dynamik unbewirtschafteter Wälder entwickelt (z.B. BUGMANN & SOLOMON 2000). Sie konnten deshalb weder Waldmanagement noch die Details der Bestandesstruktur gut wiedergeben. Zu den Ausnahmen im europäischen Kontext gehören die Modelle PICUS (M. Lexer, BOKU) und FORSKA resp. 4C (M. Lindner, EFI; P. Lasch, PIK). Um solch ein Modell tatsächlich als ein Werkzeug der Forstwirtschaft einzusetzen, müssen deshalb zunächst einige Anpassungen vorgenommen und das Modell anschliessend gründlich in bewirtschafteten Wäldern getestet werden. Im Folgenden werden diese Herausforderungen anhand des Fallbeispiels FORCLIM vorgestellt.

Material und Methoden

Beschreibung von FORCLIM

Das FORCLIM-Modell wurde mit dem Anspruch entwickelt, die Einflüsse des Klimas auf ökologische Prozesse möglichst einfach, aber zutreffend und flexibel über einen weiten Klimabereich darzustellen (BUGMANN 1996). Es besteht aus drei Untermodellen: „Weather“ und „Water“, welche die abiotischen Bedingungen für das Pflanzenwachstum errechnen, und „Plant“, in welchem das Wachstum, die Mortalität und die Verjüngung modelliert werden.

„Weather“ und „Water“ errechnen Werte für jene bioklimatischen Variablen, welche die populationsökologischen Prozesse langfristig prägen, nämlich die minimale Wintertemperatur, die Tagesgradsumme während der Vegetationsperiode und die Bodenfeuchtigkeit (z.B. SYKES et al. 1996), basierend auf simulierten Mittelwerten von Temperatur und Niederschlag in Kombination mit der Wasserhaltekapazität des Bodens. Diese beiden Untermodelle haben einen monatlichen Zeitschritt.

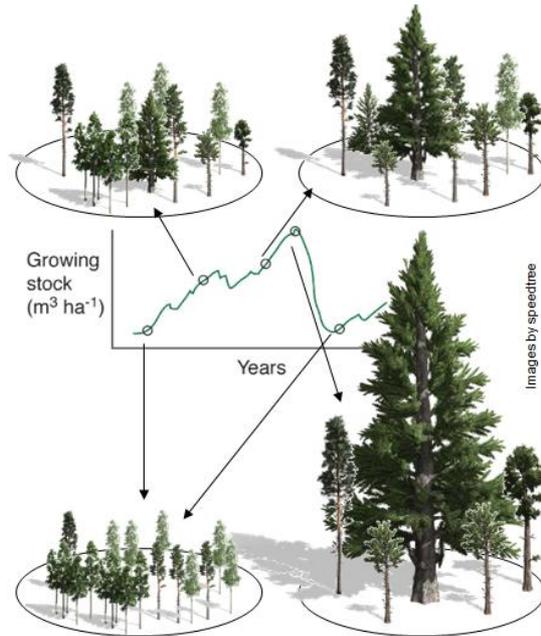


Abbildung 1. Prinzip der Gap-Modelle: Simulation von Sukzessionsdynamik als Ablösung von Individuen auf kleinen Flächen. Die Grösse der Flächen beträgt in FORCLIM ca. 800 m²; die Bestandesdynamik wird errechnet, indem üblicherweise 100 bis 200 solcher Flächen parallel simuliert werden, um stochastische Einflüsse in den Verjüngungs- und Mortalitäts-Untermodellen auszugleichen. Baumbilder © Speedtree, <http://www.speedtree.com>.

Die bioklimatischen Variablen gehen in das Untermodell „Plant“ ein, das einen jährlichen Zeitschritt aufweist und die Verjüngung sowie das Wachstum von Baumkohorten gleichen Alters betrachtet. Hier wird zunächst für jede Baumart (derzeit sind 30 europäische Baumarten parametrisiert) entschieden, ob sich eine neue Kohorte verjüngen kann, was von mehreren Bedingungen abhängig ist: Es muss ausreichend Licht vorhanden sein, die Tagesgradsumme ebenso wie die Bodenfeuchte müssen ausreichend hoch sein, der Verbiss darf nicht zu stark sein und die minimale Wintertemperatur nicht unter einem bestimmten Wert liegen.

Sind Kohorten etabliert, wachsen sie nach dem Ansatz der Kohlenstoffbilanz von MOORE (1989), welche von RISCH et al. (2005) und DIDION et al. (2009) modifiziert wurde im Hinblick auf eine realistischere Wiedergabe des Durchmesserzuwachses. Bei diesem Ansatz wird eine Zuwachsrate des Durchmessers errechnet, die ein Baum unter optimalen Bedingungen erreichen könnte, und welche unter suboptimalen Bedingungen verringert wird. Zur Verringerung tragen Lichtmangel, Stickstoffmangel, eine geringe Tagesgradsumme und die Bodentrockenheit bei.

Die Mortalität von Baum-Individuen wird in FORCLIM durch zwei separate Prozesse beschrieben, einerseits eine „stressbedingte“ Mortalität, die eintritt, wenn ein Baum in mehr als zwei aufeinanderfolgenden Jahren eine bestimmte minimale Zuwachsrate nicht erreicht, und andererseits eine Hintergrundmortalität, die vom maximalen Baumalter abhängt und so parametrisiert ist, dass 1% aller Bäume das maximale Alter erreichen (unter der Annahme, dass es keine stressbedingte Mortalität gäbe).

Eine ausführlichere Beschreibung der ökologischen Komponenten des Modells findet sich in BUGMANN (1996), BUGMANN & SOLOMON (2000), RISCH et al. (2005) und DIDION et al. (2009).

Das Management-Untermmodell

Ausgehend von den gebräuchlichsten forstlichen Interventionen in der Schweiz wurde ein Management-Untermmodell für FORCLIM entwickelt. Es umfasst die folgenden Eingriffsmöglichkeiten:

- Durchforstung nach GEROLD, 1988 (Parameter: Intensität)
- Kahlschlag (Parameter: Intensität)
- Schirmschlag (Parameter: Intensität, Dichte und Höhe der Schirmbäume)
- Zielstärke-Nutzung (Parameter: Intensität, Zielstärke)
- Saumschlag (Parameter: Saumfläche)
- Femelschlag (Parameter: Anzahl Öffnungen pro Hektare)
- Plenterung nach CANCINO & von GADOW, 2002 (Parameter: Quotient zwischen Durchmesser-klassen, erwünschte Grundfläche)

Dieses Untermodell wurde ausführlich von RASCHE et al. (2011) beschrieben.

Anpassung der Zuwachsgleichung

Mit der Einführung forstlicher Bewirtschaftung in FORCLIM wurde eine Anpassung der Wachstumsgleichung nötig. Implizit in der bisher verwendeten Gleichung des Durchmesserzuwachses ist nämlich, dass sich das Verhältnis von Höhen- zu Durchmesserzuwachs nicht ändert. Diese Annahme mag für unbewirtschaftete Wälder hinreichend sein, nicht aber für bewirtschaftete, wo Durchforstungen üblicherweise z.B. einen erhöhten Durchmesserzuwachs der verbleibenden Bäume nach sich ziehen. Aus diesem Grund wurde der für das Verhältnis von Höhen- zu Durchmesserzuwachs verantwortliche Parameter kS in eine konkurrenzabhängige (d.h. lichtabhängige) Variable umgewandelt. Seine neue Formulierung besagt, dass ein Baum stärker in den Höhenzuwachs investiert, je geringer sein Lichtgenuss ist. Selbstverständlich variiert diese Reaktion als Funktion der Eigenschaften der Baumarten, hier parametrisiert über ihre Schattentoleranz.

Eine weitere Veränderung betrifft die maximal erreichbare Höhe. Dies ist ein Wert, der in der Wachstumsgleichung zur Einschränkung des Zuwachses verwendet wird und der in dieser oder einer ähnlichen Form in vielen Sukzessions- und Waldwachstumsmodellen vorkommt. Eine Folge davon ist, dass alle Bäume sich kontinuierlich der maximalen artspezifischen Höhe annähern, es sei denn, diese würde standorts-spezifisch festgelegt z.B. aufgrund der Bonität, was ja aber in FORCLIM bewusst nicht gemacht werden soll (vgl. weiter oben). Die Annahme, dass die maximale Höhe immer erreicht wird, ist an vielen Standorten nicht realistisch, zum Beispiel an trockenen, nährstoffarmen Standorten (WEBER 2005) oder in der subalpinen Stufe (OTT 1978). Es war deshalb nötig, die maximal mögliche Baumhöhe als Funktion der bioklimatischen Variablen zu formulieren und diese im Lauf der Simulation unter Klimaveränderung auch periodisch anpassen zu können. Wir nahmen an, dass der Wert der maximalen Höhe bei zunehmender Trockenheit linear abnimmt, bis eine maximale Reduktion erreicht ist. Das gleiche gilt für die Tagesgradsumme, wo die maximale Höhe nach Unterschreitung einer optimalen Tagesgradzahl ebenfalls linear abnimmt. Der artspezifische Wert der maximal möglichen Reduktion wurde mit Hilfe von 52 Ertragstafeln geschätzt und bezieht sich auf das Höhenwachstum der niedrigsten Ertragsklasse.

Eine ausführliche Beschreibung beider Methoden findet sich in RASCHE et al. (in Begutachtung).

Daten und Simulationen

Zum Test des Management-Untermodells und der Änderungen an der Wachstumsgleichung wurden Daten der ertragskundlichen Versuchsflächen der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL) in Birmensdorf herangezogen (Tab. 1). Die Bestände wurden nach folgenden Kriterien ausgewählt: (1) Abdeckung eines möglichst breiten Spektrums von Wuchsbedingungen von der subalpinen bis in die kolline Stufe; (2) möglichst lange Datenreihen; (3) möglichst hohe Datenqualität und gute Dokumentation der Versuchsreihen.

Tabelle 1. Liste der verwendeten Versuchsflächen, mit Position, Höhe, Fläche, dominanten Baumarten, Wasserhaltekapazität des Bodens (BS: bucket size), verfügbarem Stickstoff (N) und Simulationsperiode vom Zeitpunkt der ersten bis zur letzten Inventur (n: Gesamtzahl Inventuren auf dieser Fläche)

Versuchsfläche	Position (°N, °E)	Höhe (m ü NN)	Fläche (ha)	Dominante Baumarten	BS (cm)	N (kg·ha ⁻¹ ·a ⁻¹)	Simulationsperiode (n)
Aarburg (ID 41-024)	47.3 7.9	475	0.25	<i>F. sylvatica</i>	10	80	1890-1994 (18)
Galmiz (ID 42-018)	46.9 7.1	475	0.3	<i>Q. ssp.</i> <i>F. sylvatica</i>	12	80	1925-1999 (12)
Horgen (ID 02-021)	47.3 8.6	630	0.5	<i>F. sylvatica</i> <i>P. abies</i>	10	100	1907-1999 (16)
Hospental (ID 01-002)	46.6 8.6	1475	0.4	<i>P. abies</i> , <i>L. decidua</i> , <i>P. cembra</i>	10	80	1933-2005 (10)
Morissen (ID 01-012)	46.7 9.2	1630	0.5	<i>P. abies</i> , <i>P. cembra</i>	10	50	1929-2002 (10)
St. Moritz (ID 01-033)	46.5 9.9	1810	1.0	<i>P. abies</i> , <i>P. cembra</i> , <i>L. decidua</i>	10	60	1921-1999 (10)
Winterthur (ID 42-005)	47.5 8.7	505	0.5	<i>Q. ssp.</i> <i>F. sylvatica</i>	9	100	1928-2001 (11)
Zofingen (ID 41-018)	47.3 8.0	510	0.25	<i>F. sylvatica</i>	10	100	1890-2001 (17)

Die Einzelbaumdaten der ersten Erhebung jeder Fläche wurden dazu verwendet, das Modell zu initialisieren. Die Wasserhaltekapazität des Bodens, die Nährstoffverfügbarkeit und die langjährigen Monatsmittel von Temperatur und Niederschlag dienen der Beschreibung der einzelnen Standorte. Die Wasserhaltekapazität und die Nährstoffverfügbarkeit wurden basierend auf den Standortbeschreibungen geschätzt, die Wetterdaten ebenfalls von der WSL bezogen (räumliche Interpolation mit einer Kantenlänge von 100 m für die ganze Schweiz, N. Zimmermann et al., WSL). Abgesehen von diesen Werten wurden keinerlei weitere Parameter an die Standorte angepasst.

Ausgehend von der Flächengrösse der einzelnen ertragskundlichen Versuchsflächen wurde die Anzahl der zu simulierenden Patches in FORCLIM so gewählt, dass die gesamte Fläche jeder Versuchsfläche 50 Mal simuliert werden konnte, um das stochastische Rauschen in den Modell-Ergebnissen gering zu halten.

Nach der Initialisierung mit den Einzelbaumdaten verlief die Simulation des Managements auf zwei Arten: Zunächst simulierten wir exakt diejenigen Eingriffe, die auch in Wirklichkeit stattgefunden hatten, mit der gleichen Intensität, in den gleichen Jahren und die gleichen Arten betreffend. In einem zweiten Durchgang simulierten wir dann ein „generisches“ Regime mit Mittelwerten für Intensität und Intervall des Eingriffs. Das Ziel dieser Übung war, festzustellen, ob am Ende des Simulationszeitraums beide Einstellungen vergleichbare Ergebnisse liefern würden. Wäre dies der Fall, könnte man eine Quelle der Unsicherheit eliminieren, da unter Simulationen mit zukünftigem Klima kein hoch detailliertes Managementregime simuliert werden müsste.

Simuliert wurde vom Zeitpunkt der ersten bis zum Zeitpunkt der letzten Inventur, was für die vorliegenden 8 Bestände 72-111 Jahre ergab, je nach Versuchsfläche. Ausgehend von den Daten zur Mortalität in den Beständen wurde die Mortalität in den Simulationen abgestellt, da alle abgehenden Bäume unter „Aushieb“ fielen.

Wir evaluierten im Detail die Entwicklung der Grundfläche und der Stammzahl der einzelnen Arten auf jeder der acht Versuchsflächen im Zeitverlauf und verglichen die Durchmesserverteilungen im letzten Simulationsjahr mit der Daten der letzten Inventur sowohl qualitativ als auch anhand eines Kolmogorov-Smirnov-Tests.

Ergebnisse

In von Buchen dominierten oder ko-dominierten Beständen konnte die Grundflächenentwicklung nicht sehr gut beschrieben werden (Abb. 2). In Aarburg zum Beispiel wurde der Zuwachs stark überschätzt, in Winterthur hingegen unterschätzt. In Winterthur wurde allerdings die Buche als Nebenbestand behandelt und im Gegensatz zur Eiche zurückgehalten, was in unseren Simulationen möglicherweise ungenügend beschrieben wurde. In Horgen verlief der simulierte Wachstumstrend aller Baumarten fast gleich wie der gemessene, ebenso in St. Moritz. Bei diesen beiden Flächen konnten auch die simulierten Durchmesserverteilungen realitätsnah wiedergegeben werden, was in Aarburg und Winterthur nicht zufriedenstellend möglich war. Hier stimmte zwar die allgemeine Form der Verteilung überein, doch befanden sich die Maxima der Verteilung in unterschiedlichen Durchmesserklassen. Ein Vergleich der kumulierten Durchmesserverteilungen mit dem Kolmogorov-Smirnov Test zeigte denn auch, dass diese Verteilungen signifikant verschieden waren (Tab. 2).

Betrachtet man die Ergebnisse aller Versuchsflächen, so sind auf gut der Hälfte der Flächen zufriedenstellende bis sehr gute Ergebnisse erzielt worden, wobei sich die Resultate der unterschiedlichen Managementregimes (spezifisch/generisch) nicht signifikant voneinander unterscheiden (Ergebnisse hier nicht dargestellt).

Diskussion

Wenn man sich vergegenwärtigt, dass FORCLIM, im Gegensatz zu Waldwachstumsmodellen, weder für die ertragskundliche Forschung entwickelt noch in irgendeiner Weise an die Standortbedingungen der acht Versuchsflächen angepasst worden ist, so sind die erzielten Ergebnisse sehr zufriedenstellend. Das Durchmesser- und Höhenwachstum auf einzelnen Versuchsflächen konnte realistisch simuliert werden (nicht abgebildet; vgl. RASCHE et al., in Begutachtung), ebenso wie die Grundfläche, Stammzahl und Durchmesserverteilung am Ende einzelner Inventur-Zeitreihen. Auch auf Flächen, wo die Ergebnisse nicht ganz zutreffend waren, konnte doch der allgemeine Trend brauchbar wiedergegeben werden.

Eine Verbesserung der Ergebnisse könnte durch eine Kalibrierung z.B. des Wachstumsparameters erzielt werden, in erster Linie in Aarburg, wo das Buchenwachstum überschätzt wurde. Dies würde aber auch dazu führen, dass die Prognose-Fähigkeit des Modells unter einem sich ändernden Klima verloren gehen dürfte, denn eine Anpassung an verschiedene Standorte würde auch eine Anpassung an verschiedene klimatische Bedingungen beinhalten, und in Folge dessen müsste man auch in Simulationen mit einem Klimawandelszenario die Parameter nach und nach anpassen. Dies wäre unrealistisch.

Es ist nicht zu erwarten, dass ein allgemeingültiges, nicht auf konkrete Bestandes- resp. Klimaverhältnisse kalibriertes Modell wie FORCLIM je in der Lage sein wird, z.B. den Höhenzuwachs der Einzelbäume in einem Bestand über eine Zehnjahres-Periode hoch präzise wiederzugeben; dies ist auch nicht das Ziel unserer Arbeiten. Die Stärken des Modells liegen darin, dass es möglich ist, über Zeiträume von einem Jahrhundert und mehr die Entwicklung von Waldbeständen unter verschiedenen Bewirtschaftungs-Regimes und unter einem sich ändernden Klima abzuschätzen. Wir denken, dass diese Information für das strategische Waldmanagement von grosser Bedeutung sein kann, z.B. wenn es darum geht, Entscheide über Bestockungsziele oder die Art der Überführung von Beständen zu fällen.

Wir schliessen deshalb, dass FORCLIM als klimasensitives Modell zur Entscheidungshilfe in der langfristigen Waldplanung unter Klimawandel eingesetzt werden kann.

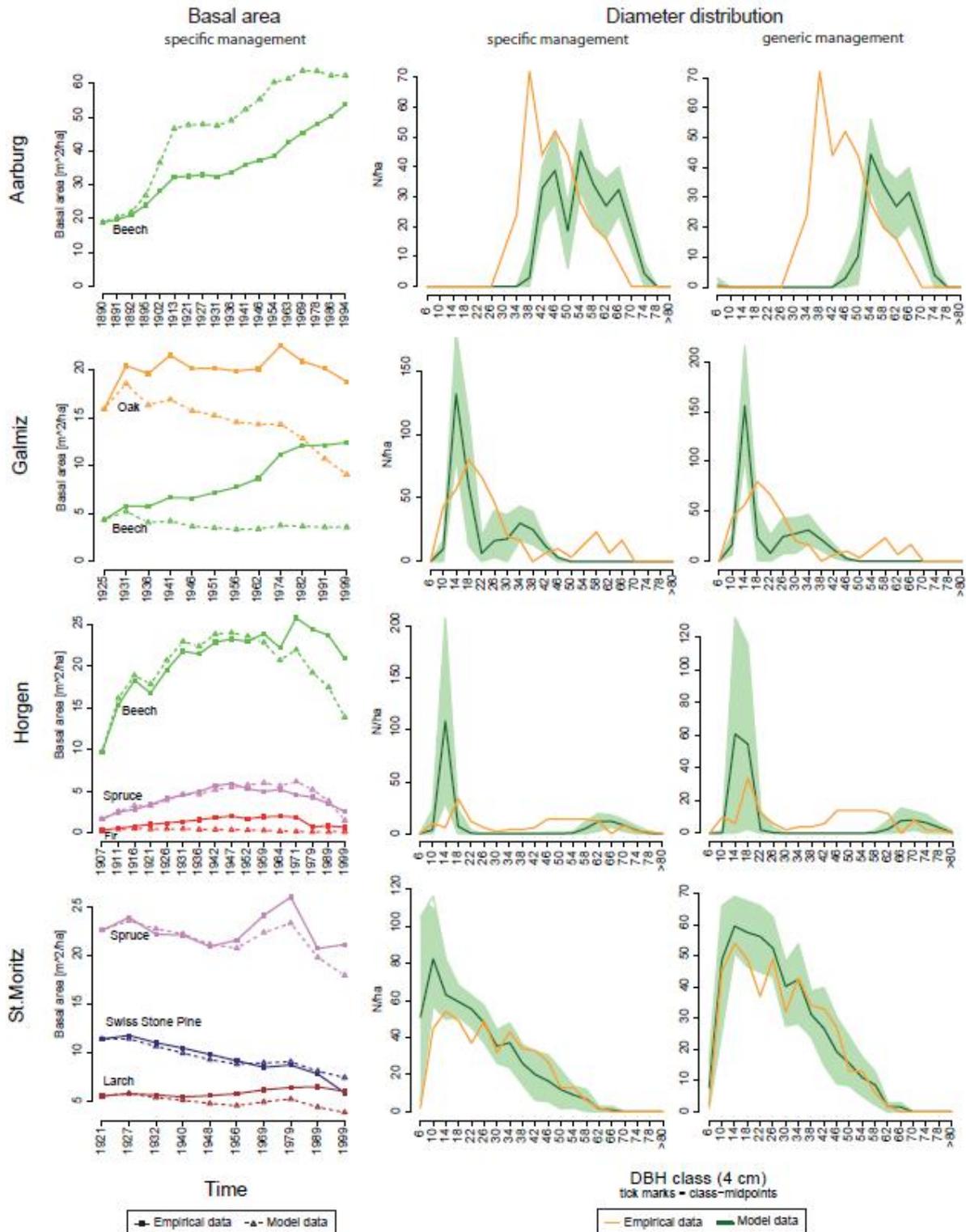


Abbildung 2. Artsspezifische Grundflächenentwicklung (links) und Durchmesserverteilungen zum Zeitpunkt der letzten Inventur (rechts) für vier der acht ertragskundlichen Versuchsbestände. Die Durchmesserverteilungen werden mit spezifischem und generischem Management regime dargestellt. Grüne Fläche in mittlerer und rechter Spalte: 2.5- und 97.5-Perzentil der Simulations-Ergebnisse.

Tabelle 2. Ergebnisse des Kolmogorov-Smirnov Tests zum Vergleich der kumulierten Durchmesserverteilungen im letzten Inventurjahr auf den Versuchsflächen. Spezifisches Management: Simulation der real durchgeführten Interventionen; generisches Management: Mittelwerte der Interventionen. Fett: signifikanter Unterschied zwischen simulierten und gemessenen Daten.

	Spezifisches Management		Generisches Management	
	p-Wert	Test-Stat.	p-Wert	Test-Stat.
Aarburg	0.00	0.57	0.00	0.57
Galmiz	0.28	0.29	0.28	0.29
Horgen	0.01	0.48	0.01	0.48
Hospental	0.53	0.24	0.50	0.24
Morissen	0.46	0.24	0.43	0.24
St. Moritz	0.31	0.29	1.00	0.05
Winterthur	0.03	0.43	0.03	0.43
Zofingen	0.30	0.29	0.01	0.52

Literaturverzeichnis

- BOTKIN D.B., JANAK, J.F. & WALLIS, J.R.: Some ecological consequences of a computer model of forest growth, *Journal of Ecology*, 60: 849-872, 1972
- BUGMANN, H.: A simplified forest model to study species composition along climate gradients, *Ecology*, 77: 2055-2074, 1996
- BUGMANN, H. & SOLOMON, A.M.: Explaining forest composition and biomass across multiple biogeographical regions, *Ecological Applications*, 10: 95-114, 2000
- CANCINO, J. & VON GADOW, K.: Stem number guide curves for uneven-aged forests – development and limitations. In: VON GADOW, K., NAGEL, J. & TOMÉ, M. (eds.): *Continuous cover forestry*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 163-174, 2002
- DIDION, M., KUPFERSCHMID, A., ZINGG, A., FAHSE, L. & BUGMANN, H.: Gaining local accuracy while not losing generality – extending the range of gap model applications, *Canadian Journal of Forest Research*, 39: 1092-1107, 2009
- GEROLD, D.: Beschreibung der Durchmesserstruktur und ihrer Entwicklung mit Hilfe der Weibullverteilung, *Wissenschaftliche Zeitschrift der Technischen Universität Dresden*, 37: 221-224, 1988
- GLEASON, H.: The individualistic concept of the plant association, *American Midland Naturalist*, 21: 92-110, 1939
- MOORE, A.D.: On the maximum growth equation used in forest gap simulation models, *Ecological Modelling*, 45: 63-67, 1989
- OTT, E.: Über die Abhängigkeit des Radialzuwachses und der Oberhöhe bei Fichte und Lärche von der Meereshöhe und Exposition im Lötschental, *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen*, 129: 169-193, 1978
- RASCHE, L., FAHSE, L., ZINGG, A. & BUGMANN, H.: Getting a virtual forester fit for the challenge of climatic change, *Journal of Applied Ecology*, 48: 1174-1186, 2011
- RASCHE, L., FAHSE, L., ZINGG, A. & BUGMANN, H.: Enhancing gap model accuracy by modeling dynamic height growth and dynamic maximum tree height, *Ecological Modelling*, in review
- RISCH, A.C., HEIRI, C. & BUGMANN, H.: Simulating structural forest patterns with a forest gap model: a model evaluation, *Ecological Modelling*, 181: 161-172, 2005
- SHUGART H.H.: *A theory of forest dynamics: the ecological implications of forest succession models*. Springer Verlag, New York, 278 S., 1984
- SYKES, M.T., PRENTICE, I.C. & CRAMER, W.: A bioclimatic model for the potential distributions of north European tree species under present and future climates, *Journal of Biogeography*, 23: 203- 233, 1996
- WATT, A.S.: *Pattern and process in the plant community*, *Journal of Ecology*, 35: 1-22, 1947
- WEBER, P.: *Inter- and intraspecific competition in mixed Pinus sylvestris and Quercus pubescens stands – Modelling stand dynamics based on tree-ring analysis*, Diss. ETH Zürich Nr. 16235, 2005