

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

Matthias Schmidt

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

Zusammenfassung

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

Summary

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

Einleitung

Sowohl in wachstumskundlichen Szenariosimulationen etwa im Bereich der Klimafolgenforschung als auch bei der Prognose der mittel- und langfristigen Waldentwicklung in der Forsteinrichtungsplanung ist die Schätzung der Baumhöhe von zentraler Bedeutung. Bei der Generierung von realitätsnahen Startwerten zur Initialisierung von Wachstumssimulatoren kann bezüglich des Brusthöhendurchmessers (BHD) häufig auf vollständig erfasste Versuchsflächen oder zumindest Probekreise zurückgegriffen werden. Baumhöhenmessungen sind weitaus kostenintensiver, so dass im allgemeinen nur wenige oder auch keine Messungen zur Verfügung stehen. Je nach Datenlänge werden bei Einzelmessungen Einheitshöhenkurven (Kennel 1972, Nagel 1991) und bei einer größeren Anzahl Messungen Bestandeshöhenkurven zur Baumhöhenschätzung für einen definierten BHD verwendet. In beiden Fällen handelt es sich um reine Datenergänzungswerkzeuge, die beispielsweise die Effekte von Standort- und Bestandesvariablen auf die Höhen-Durchmesser-Beziehung nicht abbilden können. Verallgemeinerte Höhenkurven beschreiben derartige Effekte (Larsen und Hann 1987, López et al. 2003, Temesgen und Gadow 2004), wobei im allgemeinen jedoch die Information gemessener Höhen-BHD-Paare nicht für die Höhenschätzung genutzt wird. Die eigentliche Höhenfortschreibung erfolgt anschließend über Wachstumfunktionen, die häufig auf dem Alters-Verlauf von Oberhöhenstämmen basieren, der für den Einzelbaum über zusätzliche Prädiktoren adaptiert wird (Pretzsch 2009). Bezüglich der Höhenfortschreibung unterscheiden sich Wachstumfunktionen darin, inwieweit lediglich ein Höhen-Alters-Wertepaar oder auch Standortvariablen für eine standortssensitive Prognose verwendet werden (Pretzsch 2009).

Im Rahmen dieses Beitrages soll ein Höhen-Durchmesser Modell für Fichte, Kiefer, Douglasie, Buche und Eiche vorgestellt werden, dass für alle skizzierten Situationen eine optimale Höhenschätzung zu einem definierten BHD liefert. Das gilt für den Fall, dass keine Messungen, wenige oder zahlreiche Messungen oder aber auch nur Messungen zu früheren Inventurzeitpunkten vorliegen. Weiterhin soll eine optimale Kombination der Informationen aus Bestandes- und Standortvariablen mit Höhenmessungen gewährleistet werden. Methodisch

werden diese Anforderungen durch eine verallgemeinerte Höhen-Durchmesser-Funktion erfüllt, die als gemischtes Modell parametrisiert wird. Ein besonderer Schwerpunkt liegt zusätzlich auf der Integration von Standortvariablen, da das Modell auch für die Abschätzung der Auswirkungen des Klimawandels auf die Höhenentwicklung von Einzelbäumen und Beständen verwendet werden soll. Daher erfolgt die Modellentwicklung in 2 Schritten. In einem ersten Schritt wird ein verallgemeinertes additives Modell *gam* parametrisiert, um die fast ausschließlich nicht-linearen Modelleffekte der unabhängigen (Standorts-)Variablen beschreiben zu können. Die Schätzungen aus dem *gam* gehen anschließend als 'a priori' Informationen in ein verallgemeinertes lineares gemischtes Modell *glmm* ein. Die Spezifizierung als gemischtes Modell ermöglicht die Aufteilung der Gesamtvarianz auf verschiedene Hierarchieebenen und damit die Kalibrierung eines mittleren Populationsmodells mit Hilfe zusätzlicher Messungen. Durch die Integration des Einzelbaumalters als Prädiktorvariable erhält das Modell seinen longitudinalen 'längsgerichteten' Charakter. Somit kann die Verlagerung der Höhen-Durchmesser-Funktion über dem Alter beschrieben werden. Auch wenn die Verlagerung des statischen Höhen-Durchmesser-Modells nicht mit einer Beschreibung des Höhenwachstums verwechselt werden darf, bietet der longitudinale Ansatz somit einen Ansatz für die standort(klima)sensitive Höhenfortschreibung in Wachstumssimulationen und eine Lösung für das Standort-Leistungs-Problem in Deutschland. Zusammenfassend soll der Modellansatz des longitudinalen Höhen-Durchmessermodells Lösungen für die folgenden Anwendungsbereiche bieten:

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

Datenmaterial

Ertragskundliche und Inventur-Daten

Die Anforderungen an ein deutschlandweit gültiges Höhen-Durchmesser-Modell erfordern es, unterschiedliche Datenquellen als Parametrisierungsgrundlage zu kombinieren. So ist die Verwendung von Daten der Bundeswaldinventur (BWI), die im Landeswald Niedersachsens durch Daten der Betriebsinventuren (BI) ergänzt werden, eine Voraussetzung, um regional gültige Schätzungen zu gewährleisten. Diese Daten werden durch die ertragskundlichen Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt komplettiert, aus denen Änderungen des Wachstumsverhaltens über der Zeit, also Wachstumstrends, abgeleitet werden können. Die Inventurdaten sind für diesen Zweck ungeeignet, da sie keine oder nur sehr kurze Zeitreihen beinhalten. Als mögliche Ursachen der Wachstumstrends werden in der Literatur z. B. die anthropogen bedingten Stickstoffeinträge genannt (Spiecker et al. 1996). Eine weitere Einschränkung der Inventurdaten besteht darin, dass am Inventurpunkt überwiegend nur wenige oder sogar nur 1 Höhenmessung je Baumart und Schicht erfolgt. Die Aufteilung der Gesamtvarianz auf verschiedene Hierarchieebenen mit Hilfe eines *glmm*, die die Voraussetzung für die örtliche Kalibrierung ist, erfordert jedoch eine möglichst hohe Anzahl an Messungen je Fläche bzw. Inventurzeitpunkt.

Die Verwendung von Daten aus ganz Deutschland bietet die Möglichkeit, die Effekte unterschiedlichster Standortvariablen(-kombinationen) auf die Relation von Höhe und BHD zu einem beliebigen Bezugsalter zu beschreiben. Die deutschlandweite Parametrisierungsgrundlage dient auch dazu, die Korrelation zwischen den Standortvariablen zu reduzieren, um die verschiedenen Modelleffekte stabiler schätzen zu können. Auch treten bei Anwendung des Modells unter den aktuellen Wuchsbedingungen kaum Schätzungen im Extrapolationsbereich auf. Insgesamt kann für Fichte auf 199.894, für Kiefer auf 99.955, für Douglasie auf 107.270, für Buche auf 141.876 und für Eiche auf 72.052 Höhen-BHD-Wertepaare zurückgegriffen werden (Tab. 1), wobei aufgrund der variierenden Stichprobendichte der BWI, der Einbeziehung der BI in Niedersachsen und unterschiedlicher Waldprozentage und / oder Baumartenanteile regional sehr unterschiedliche Datenmengen resultieren. Im Gegensatz zu den übrigen Baumarten stammt der Großteil (~92 %) der Beobachtungen bei der Douglasie aus den ertragskundlichen Versuchsflächen.

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

Tabelle 1: Anzahl Datensätze nach Baumart und Datenquelle.

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

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

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

Standortvariablen

Für eine deutschlandweite Parametrisierung standen zum Zeitpunkt der Modellentwicklung ausschließlich klimatische Variablen zur Verfügung. Bodenparameter können erst in zukünftigen Modellentwicklungen berücksichtigt werden, wobei die große Heterogenität der Datenlage, die aus uneinheitlichen Kartierverfahren der Bundesländer sowie der Eigentumsarten und Eigentumsgrößenklassen resultiert, problematisch zu beurteilen ist. Als Standortvariablen wurden in der aktuellen Modellentwicklung die Temperatursumme in der Vegetationszeit und der Ariditätsindex nach De Martonne (1926) verwendet, um eine Sensitivität des Modells gegenüber Veränderungen der Temperatur- als auch der Niederschlagsverhältnisse zu erreichen. In der Modellselektion wurden darüber hinaus weitere Variablen wie die klimatische Wasserbilanz auf ihre Eignung getestet. Die Bezugsperiode für die Berechnung der Variablen ist die Klimanormalperiode 1961-1990. Dabei wurde das Mittel der Simulationsläufe des statistischen regionalen Klimamodells WETTREG (Spekat et al. 2006) der Periode 1961-1990 verwendet, da auf die Messwerte des Deutschen Wetterdienstes (DWD) nicht direkt zurückgegriffen werden konnte. Die Vegetationsperiode für die Herleitung der Temperatursumme wurde baumartenspezifisch bestimmt. Der Beginn der Vegetationszeit wird mit Hilfe des Modells LNVAR von Menzel (1997, S. 52 ff) geschätzt. Das Ende der Vegetationszeit richtet sich nach dem Temperatur- bzw. Kurztagskriterium und wird als baumartenunabhängig angenommen (Wilpert, 1990, S. 106 ff). Der Ariditätsindex (De Martonne, 1926) wird entsprechend der Originaldefinition aus den Jahreswerten der Mitteltemperatur und der Niederschlagssumme berechnet. Die Simulationsergebnisse des Klimamodells WETTREG liegen nur für die Stationen des DWD vor. Zur Regionalisierung, d.h. für eine Schätzung der Standortparameter an den Inventurpunkten bzw. Versuchsflächen wurden verallgemeinerte additive Modelle *gam* parametrisiert. Für die Regionalisierung der Temperatursumme in der Vegetationszeit sowie der Jahresmitteltemperatur, die für die Berechnung des Ariditätsindex benötigt wird, wurden Modelle auf der Basis der Daten von 272 Klimastationen parametrisiert:

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

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

mit:

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

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

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

Hochwert: Hochwert der Gauss-Krüger-Koordinaten

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

$$\text{Ariditätsindex}_i = f_1(\text{Rechtswert}_i, \text{Hochwert}_i) + f_2(\text{HNN}_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

mit:

$i = 1 \dots I$, I = Anzahl Niederschlagsstationen (1963)

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

Hochwert: Hochwert der Gauss-Krüger-Koordinaten

Ariditätsindex: $\text{Jahresniederschlag}_i [mm] / E(\text{Jahresmitteltemperatur}_i) [C^\circ] + 10$,

wobei $E(\text{Jahresmitteltemperatur}_i)$ der Erwartungswert der Jahresmitteltemperatur für die Niederschlagsstation i , d.h. die Schätzung aus dem Regionalisierungsmodell (Formel 1) ist.

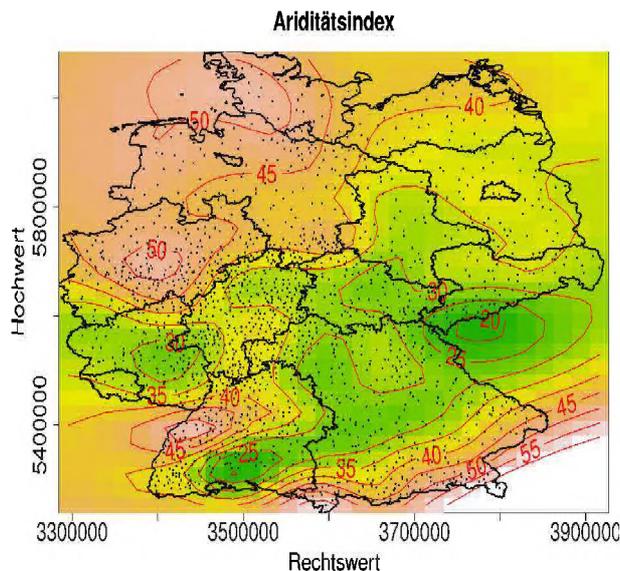


Abbildung 1: Graphische Darstellung des räumlichen Trends des Modells zur Regionalisierung des Ariditätsindex (Formel 3). Zur Verdeutlichung des Trends wurde eine Schätzung mit einer konstanten Seehöhe von 315 m (Datenmittelwert) durchgeführt.

Modellentwicklung

Die Auswahl des Grundmodells, also der konkreten Höhen-Durchmesser-Funktion, ist von entscheidender Bedeutung für das auf diesem Grundmodell aufbauende longitudinale Höhen-Durchmesser-Modell. Hier wird eine von Lappi (1991/1997) entwickelte spezielle Form der Korf-Funktion (z.B. Zeide 1993) verwendet, die sich dadurch auszeichnet, dass ihre Parameter biologisch interpretierbar sind und eine vergleichsweise geringe Korrelation aufweisen. Diese Eigenschaften sind besonders vorteilhaft, wenn wie im vorliegenden Fall die Parameter und damit die Realisationen von Höhenkurven als Funktion von Standortvariablen beschrieben werden sollen. Mehtätalo (2004/2005) baut auf den Überlegungen von Lappi (1997) auf und adaptiert das Modell für Fichte, Kiefer und Birke in Finnland. Die hier verwendete Grundversion der Korf-Funktion (Formel 4) ist eine Alternative der häufiger verwendeten Variante, bei der die Brusthöhe (1.3 m) von der Baumhöhe subtrahiert wird. Um zu verhindern, dass der Erwartungswert der Höhe für sehr kleine BHD den Wert Null annimmt, addiert Lappi (1991) einen geringen konstanten Wert λ zum BHD, wobei $BHD + \lambda$ als der zugehörige Durchmesser auf Bodenhöhe interpretiert werden kann. Die weitere Modellentwicklung umfasst eine Reihe von methodisch bedingten Teilschritten:

Iterative Bestimmung eines optimalen Wertepaares für λ und C und Reparametrisierung der Korf-Funktion

Die alternative Korf-Funktion wird von Lappi (1997) linearisiert, in dem iterativ die Kombination von λ und C bestimmt wird, für die das Modell das geringste mittlere Abweichungsquadrat aufweist. Die Modellgüte ändert sich dabei in einem gewissen Wertebereich von λ und C nur unwesentlich. Im Gegensatz zu Lappi (1997) und in Übereinstimmung mit Mehtätalo (2004) konnte keine Abhängigkeit des Parameters C vom Alter beobachtet werden. Die Funktion wird von Lappi anschließend reparametrisiert (Formel 5), da die Erwartungswerte und Standardfehler der ursprünglichen 'linearen' Parameter A und B stark korreliert sind und der Trend von B über dem Alter schlecht zu interpretieren ist. Diese Reparametrisierung auf der Basis der Erwartungswerte der logarithmierten *Baumhöhe* für Bäume mit 30 bzw. 10 cm BHD (Formel 5.1) führt zur erwünschten biologischen Interpretierbarkeit der Parameter sowie einer deutlich reduzierten Korrelation. Dabei lässt sich der Parameter A als der Erwartungswert von $\ln(\text{Baumhöhe})$ eines Baumes mit 30 cm BHD und der Parameter B als die Differenz zwischen den Erwartungswerten von $\ln(\text{Baumhöhe})$ eines 30 cm und eines 10 cm starken Baumes der jeweiligen Baumart interpretieren.

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} (BHD_{kti} + \lambda)^{-C_{kt}} + \varepsilon_{kti} \quad (4)$$

$$\ln(H_{kti}) = A_{kt} - B_{kt} x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (5)$$

wobei:

$$x_{kti} = \frac{(BHD_{kti} + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}}{(10 + \lambda)^{-C} - (30 + \lambda)^{-C}} \quad (5.1)$$

mit:

- H_{kti} : Baumhöhe von Baum i in Parzelle k zum Inventurzeitpunkt t
- BHD_{kti} : BHD von Baum i in Parzelle k zum Inventurzeitpunkt t
- A_{kt}, B_{kt}, C_{kt} : Originäre Parameter des Höhen-Durchmesser-Modells (4) für Parzelle k zum Zeitpunkt t
- $A_{kb}, B_{kb}, \lambda, C$: Originäre Parameter des Höhen-Durchmesser-Modells (5/5.1) für Parzelle k zum Zeitpunkt t bzw. iterativ bestimmte Konstanten.

Lappi (1997) verwendet in seiner Untersuchung ausschließlich Versuchsflächendaten, so dass für jede der Versuchspartellen zu jedem Aufnahmezeitpunkt ausreichend Höhenmessungen vorlagen, um individuelle Höhenkurven anpassen zu können. Aus diesen individuellen Parametrisierungen leitet Lappi sowohl die optimale Parameterkombination für λ und C als auch daran anschließend Alterstrends für die Parameter A und B ab. Die Parameter A und B werden in diesem Beitrag als originäre Parameter (der Korf-Funktion) bezeichnet, um sie von den Parametern der später im Modell integrierten Standorteffekte zu unterscheiden. In der vorliegenden Untersuchung werden Inventurdaten verwendet, die teilweise sehr geringe Anzahlen an gemessenen Höhenwerten je Stichprobenpunkt und Aufnahmezeitpunkt aufweisen. Eine individuelle Anpassung ist daher nicht möglich. Für die iterative Bestimmung der optimalen Kombination von λ und C wurde stattdessen ein lineares gemischtes Modell verwendet (Formel 6):

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k + \alpha_{kt}) - (B + \beta_k + \beta_{kt}) x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad \text{mit } x_{kti} \text{ wie in Formel 5.1} \quad (6)$$

wobei A und B die globalen Erwartungswerte, α_k und β_k die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle / des Stichprobenpunktes und α_{kt} und β_{kt} die Zufallsparameter auf der Ebene des Inventurzeitpunktes geschachtelt innerhalb der Parzellen darstellen. Sowohl in den Waldinventuren als auch den Versuchsflächenerhebungen werden Bestandesschichten unterschieden, wenn es sich um klar voneinander getrennte Waldgenerationen handelt. Die Hierarchieebene Parzelle beinhaltet daher auch eine Trennung nach Schichten. Um eine dritte Hierarchieebene zu vermeiden, werden dabei zwei Schichten eines Stichprobenpunktes genauso als unterschiedliche Subpopulationen von Bäumen behandelt wie die Bäume zweier unterschiedlicher Stichprobenpunkte. Für alle Zufallsparameter werden konstante Varianzen und Unabhängigkeit zwischen den Ebenen Parzelle und Inventurzeitpunkt unterstellt. In der hier vorliegenden Untersuchung resultieren die folgenden Werte für die 5 untersuchten Baumarten:

Baumart	λ	C
Fichte	7	1.225
Kiefer	3	1.4
Douglasie	7	1.3
Buche	2	1.0
Eiche	3	1.4

Tabelle 3: Iterativ ermittelte Parameterwerte für λ und C getrennt nach Baumarten.

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

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

Verallgemeinerte additive Modelle *gam* erlauben es, die Trends von Prädiktorvariablen direkt aus den Daten abzuleiten, ohne den Umweg über die individuelle Anpassung für einzelne Parzellenaufnahmen gehen zu müssen. Prinzipiell könnten die individuellen Parameter zwar auch aus den Zufallsparametern von Modell (6) ermittelt werden, durch die Verwendung additiver Modelle lässt sich jedoch ein Modellierungsschritt einsparen. Zusätzlich entfällt die aus theoretischer Sicht problematische Modellierung von Regressionskoeffizienten, die aus vorhergehenden Modellierungsschritten stammen. Auch in einem *gam* sollten korrelierte Datenstrukturen berücksichtigt werden, so dass eine Spezifizierung als verallgemeinertes additives gemischtes Modell *gamm* erfolgt. Aufgrund der hohen Anzahl von Stichprobenpunkten wäre ein derartiges Modell jedoch nur auf einem Großrechner parametrisierbar. Gleichzeitig stellte sich in Voruntersuchungen mit Hilfe eines *gam* heraus, dass bei der gleichzeitigen Schätzung aller (signifikanten) Regressoreffekte ein schlecht zu interpretierender Effekt für den Prädiktor Keimjahr auftritt. Dieser resultiert aus der hohen Korrelation der Prädiktoren Baumalter und Keimjahr. Auf die Verwendung der Proxy-Variablen Keimjahr kann zum jetzigen Zeitpunkt jedoch nicht verzichtet werden, wenn die in der Realität zu beobachtenden Wachstumstrends im Modell abgebildet werden sollen. Im Anhalt an Lappi (1997) werden daher zuerst ausschließlich die Alterstrends für A und B , hier allerdings mit Hilfe eines *gamm*, ermittelt.

Der Prädiktor Keimjahr wird überflüssig, wenn auf Daten zurückgegriffen wird, die das gleiche Keimjahr aufweisen. Um aber weiter mit einem umfangreichen Datensatz arbeiten zu können, wird der Datensatz der BWI 1 verwendet, um die Alterstrends abzuleiten. Auch hier haben alle Bäume gleichen Alters das gleiche Keimjahr, so dass Wachstumstrends nicht ermittelt werden können bzw. ein Keimjahreffekt überflüssig ist. Ein solchermaßen ermittelter Alterstrend gilt aber letztlich nur für das mit jedem Alter assoziierte spezifische Keimjahr. Weitere Voruntersuchungen mit Hilfe eines *gam* zeigten, dass für den Parameter B ein linearer Zusammenhang zum Alter unterstellt werden kann (Formel 7). Diese Erkenntnis deckt sich mit den Ergebnissen von Mehtätalo (2004), auch wenn dieser die Trends in Abhängigkeit vom Grundflächenmittelstamm ermittelt. Wird für den Parameter B ein linearer und für den Parameter A ein nicht-linearer Trend unterstellt so lässt sich das *gamm* wie folgt beschreiben:

$$\ln(H_{kti}) = (A + \alpha_k) + f_{1a}(\text{Alter}_{kti}) - (B + \beta_k) x_{kti} - p_{1b} \text{Alter}_{kti} x_{kti} + \varepsilon_{kti} \quad (7)$$

mit x_{kti} wie in Formel 5.1

- Alter_{kti} : Alter von Baum i in Parzelle k zum Zeitpunkt t
- $f_{1a}(\text{Alter}_{kti})$: Glättender Regressionsterm zur Beschreibung des Alterseffektes auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (Formel 5).
- A, B : Globale Erwartungswerte der originären Parameter A und B
- α_k, β_k : Zufallsparameter für die originären Parameter A und B auf der Ebene der Parzelle
- p_{1b} : Parameter zur Beschreibung des linearen Alterseffektes auf den originären Parameter B der Korf-Funktion (Formel 5)

Begrenzte Rechnerkapazitäten erforderten eine Reduktion der Hierarchieebenen auf die Ebene der Parzelle / des Stichprobenpunktes, so dass keine Aufteilung der Varianzanteile auf die Parzellenebene und die Ebene der Inventurzeitpunkte innerhalb von Parzellen erfolgt. Für die Zufallsparameter werden erneut konstante Varianzen unterstellt.

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

Der resultierende Alterstrend des Parameters A , der hier beispielhaft für die Fichte dargestellt ist, zeigt einen steilen Gradienten im Bereich geringer Alter bis zu ca. 50 Jahren (Abb. 2). Ab diesem Alter flacht sich der Trend schnell ab, wobei in höheren Altern mehrere Richtungswechsel auftreten. Die Richtungswechsel können als Resultat der geringer werdenden Datengrundlage und ihrer zunehmenden Unbalanciertheit bzw. als Effekte bisher nicht berücksichtigter Regressoren interpretiert werden. Für konstante Wachstumsbedingungen wird aber ein monotoner Verlauf des Parameters A unterstellt und der identifizierte Effekt durch eine vier-parametrische Chapman-Richards-Funktion approximiert, die diese Monotoniebedingung gewährleistet (Abb. 2/Formel 8).

$$f_{1a}(\text{Alter}_{kti}) \approx p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-p_{3a} \cdot \text{Alter}_{kti}}) p_{4a} \quad (8)$$

wobei:

- $f_{1a}(\text{Alter}_{kti})$: Glättender Regressionsterm (Formel 7) zur Beschreibung des Alterseffektes auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (Formel 5).
 Alter_{kti} : Alter von Baum i in Parzelle k zum Zeitpunkt t
 $p_{1a}, p_{2a}, p_{3a}, p_{4a}$: Parameter der Chapman-Richards-Funktion

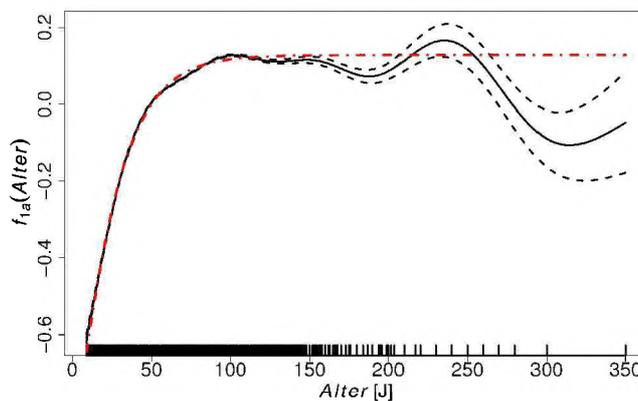


Abbildung 2: Mit Hilfe eines glättenden Regressionsterms modellierter Alterstrend des Parameters A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall) und die Approximierung durch eine Chapman-Richards-Funktion (punkt-gestrichelte Linie).

Weitere Variablenselektion

An die Ableitung der Alterstrends, die streng genommen nur für die assoziierten Keimjahre gelten, schließt sich die Integration weiterer Prädiktoren an. Die Datenbasis umfasst jetzt wieder alle Datenquellen bzw. -sätze. Im Anhalt an Lappi (1997) werden die Parameter p_{3a} und p_{4a} nicht erneut geschätzt, damit das Modell weiterhin über einen linearen Prädiktor spezifiziert werden kann. Während jedoch Lappi die Parameter p_{1a} und p_{2a} erneut schätzt, wird hier zusätzlich der Parameter p_{1a} aus der Approximation des Alterstrends als Konstante übernommen. Hinter dieser Vorgehensweise steht die Überlegung, den an den Daten der BWI 1 abgeleiteten Alterstrend für den Parameter A so weit wie möglich zu fixieren, um bei einer Anwendung auf den Gesamtdatensatz einen plausiblen Effekt für den Prädiktor Keimjahr zu gewährleisten. Versuche, auch noch den Parameter p_{2a} aus der Approximation zu übernehmen, resultierten in einer deutlich verzerrten Schätzung, so dass dieser Parameter als einziger neu geschätzt wurde. Der Alterstrend für den Parameter B wurde nicht fixiert bzw. alle Parameter wurden erneut geschätzt. An diesem Modellierungsschritt wäre eine Parametrisierung als additives gemischtes Modell erneut nur auf einem Großrechner möglich. Die Variablenauswahl erfolgte daher in einem *gam*. Wie bei Mehtälö (2004) variieren die zusätzlichen Prädiktoren nur das Niveau der originären Parameter A und B und nicht deren Verlauf über dem Alter. Die Spezifizierung als *gam* ermöglicht es darüber hinaus, etwaige nicht-lineare Effekte zu quantifizieren. So wäre die Annahme linearer Effekte, wie sie von Lappi und Mehtälö unterstellt werden, zumindest für die hier verwendete Datengrundlage eine unzulässige Vereinfachung. Alle Regressoren, die den originären Parameter A und damit das Niveau der Höhen-Durchmesser Beziehung an einem bestimmten Forstort beschreiben, weisen nicht-lineare Effekte auf (Formel 9: erste Modellzeile / beispielhaft Abb. 3 und 4). Die Effekte des Baumalters und der Seehöhe auf den originären Parameter B sind dagegen linear (Formel 9: zweite Modellzeile).

$$\ln(E(H_{kti})) = \widehat{p}_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-\widehat{p}_{3a} \text{Alter}_{kti}} \widehat{p}_{4a}) + f_{2a}(d_rel_{kti}) + f_{3a}(KJ_{ki}) + f_{4a}(\text{Tempsum}_k) + f_{5a}(\text{Arid}_k) + f_{6a}(\text{RW}_k, \text{HW}_k) \quad (9)$$

$$- p_{0b} x_{kti} - p_{1b} \text{Alter}_{kti} x_{kti} - p_{2b} \text{HNN}_k x_{kti}$$

mit x_{kti} wie in Formel 5.1

- Alter_{kti} [J] : Alter des Baumes i in Parzelle k zum Zeitpunkt t
- d_rel_{kti} : relativer BHD: Verhältnis des BHD des Baumes i in Parzelle k zum Zeitpunkt t zum zugehörigen Grundflächenmittelstamm
- KJ_{ki} : Keimjahr des Baumes i in Parzelle k
- Temp_k [°C] : mittlere Temperatursumme in der Vegetationszeit der Parzelle k im Zeitraum 1960-1990
- Arid_k [cm] : mittlerer Ariditätsindex nach De Martonne (1926) der Parzelle k im Zeitraum 1960-1990
- HNN_k [m] : Seehöhe der Parzelle k
- RW_k, HW_k : Gauss-Krüger Hoch- und Rechtswert (bezogen auf den 3. Meridian) von Parzelle k
- $\widehat{p}_{1a}, \widehat{p}_{3a}, \widehat{p}_{4a}$: Parameter (Konstanten in Modell (9)) der Chapman-Richards-Funktion (Formel 8), die zur Approximierung des Alterstrends für den originären Parameter A (Formel 5) verwendet wurde
- p_{2a} : Parameter der Chapman-Richards-Funktion (Formel 8), der bei der Parametrisierung von Modell (9) erneut geschätzt wird
- $f_{2a}, f_{3a}, f_{4a}, f_{5a}$: 1-dimensionale glättende Regressionsterme zur Beschreibung von nicht-linearen Effekten der Prädiktorvariablen auf den originären Parameter A (Formel 8)
- f_{6a} : 2-dimensionaler glättender Regressionsterm zur Beschreibung des räumlichen Trends des originären Parameters A .
- p_{0b}, p_{1b}, p_{2b} : Parameter von Effekten auf den originären Parameter B , die als lineare Terme in das *gam* (Formel 9) eingehen

Zur Vermeidung des bei der Entlogarithmierung auftretenden Transformationsbias wurden ab diesem Modellierungsschritt alle Modelle als verallgemeinertes additives Modell mit Normalverteilungsannahme aber logarithmischer Linkfunktion anstelle identischer Linkfunktion parametrisiert. Die alternative Annahme der Gammaverteilung mit logarithmischer Linkfunktion, die einen konstanten Variationskoeffizienten unterstellen würde, erwies sich als weniger gut geeignet. Die Notwendigkeit für die Modellierung nicht-linearer Effekte wurde anhand paarweiser Modellvergleiche mit Hilfe des BIC (Burnham und ANDERSON 2004) entschieden. Dabei wurden jeweils zwei Modelle verglichen, die alle signifikanten Regressoren enthielten und sich nur bezüglich der linearen bzw. nicht-linearen Modellierung eines spezifischen Effektes unterschieden. Zusätzlich zu den 1-dimensionalen Effekten wurde ein 2-dimensionaler Effekt in Abhängigkeit der geographischen Koordinaten geschätzt. Die Integration dieses Effektes führt zu einer deutlichen Verbesserung des Modells. Dabei kann der räumliche Trend (des Parameters A) dahingehend interpretiert werden, dass er die Effekte aller nicht oder nur unzureichend erfassten räumlich korrelierten Prädiktoren subsummiert. Diese nicht erfassten Effekte beeinflussen aber im allgemeinen die Effekte der Prädiktoren, die im Modell integriert sind, so dass der 2-dimensionale Effekt auch zu stabileren und besser interpretierbaren Effekten der übrigen Prädiktoren führt.

Approximierung der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen

Die 1-dimensionalen glättenden Terme wurden anschließend durch parametrische Terme approximiert, um bestimmte Monotoniebedingungen zu gewährleisten und um die nicht-parametrischen Terme zu vereinfachen. Die Monotoniebedingungen resultieren aus Expertenwissen und grundsätzlichen Überlegungen zur Plausibilität. Exemplarisch werden hier die Effekte der Temperatursumme in der Vegetationszeit (Abb. 3) und des Ariditätsindex (Abb. 4) auf den originären Parameter A sowie ihre parametrischen Approximationen dargestellt. Diese Effekte werden deshalb dargestellt, da sie die Standort- bzw. Klimasensitivität des Modells abbilden. Die Approximierung erfolgt über (stückweise) Exponentialfunktionen.

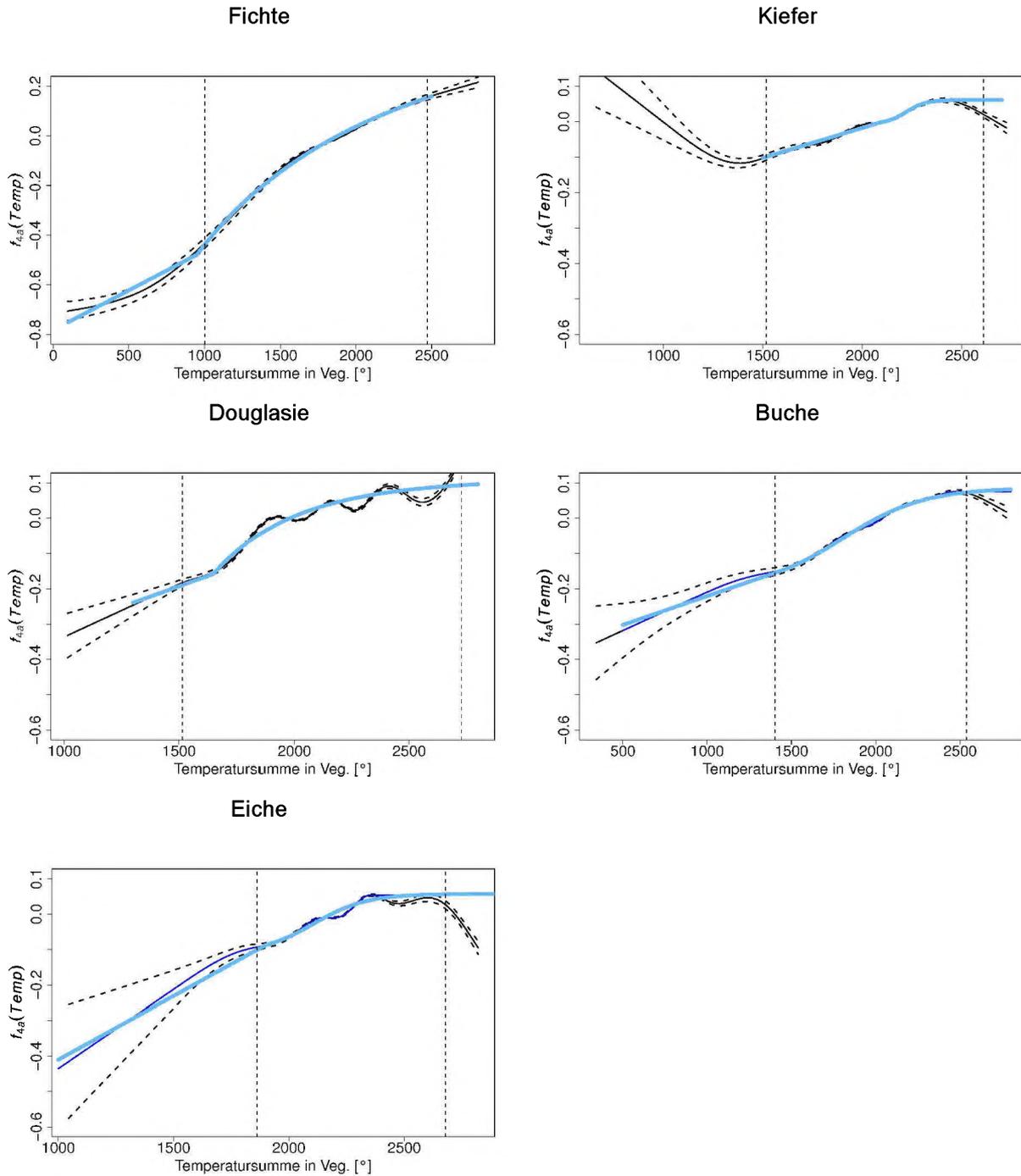


Abbildung 3: Mit Hilfe glättender Regressionsterme modellierte Effekte der Temperatursumme in der Vegetationszeit auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall und die parametrischen Approximierungen sind durch blaue Linien dargestellt). Senkrechte gestrichelte Linien kennzeichnen die 1 und 99%-Quantile der Datenbereiche.

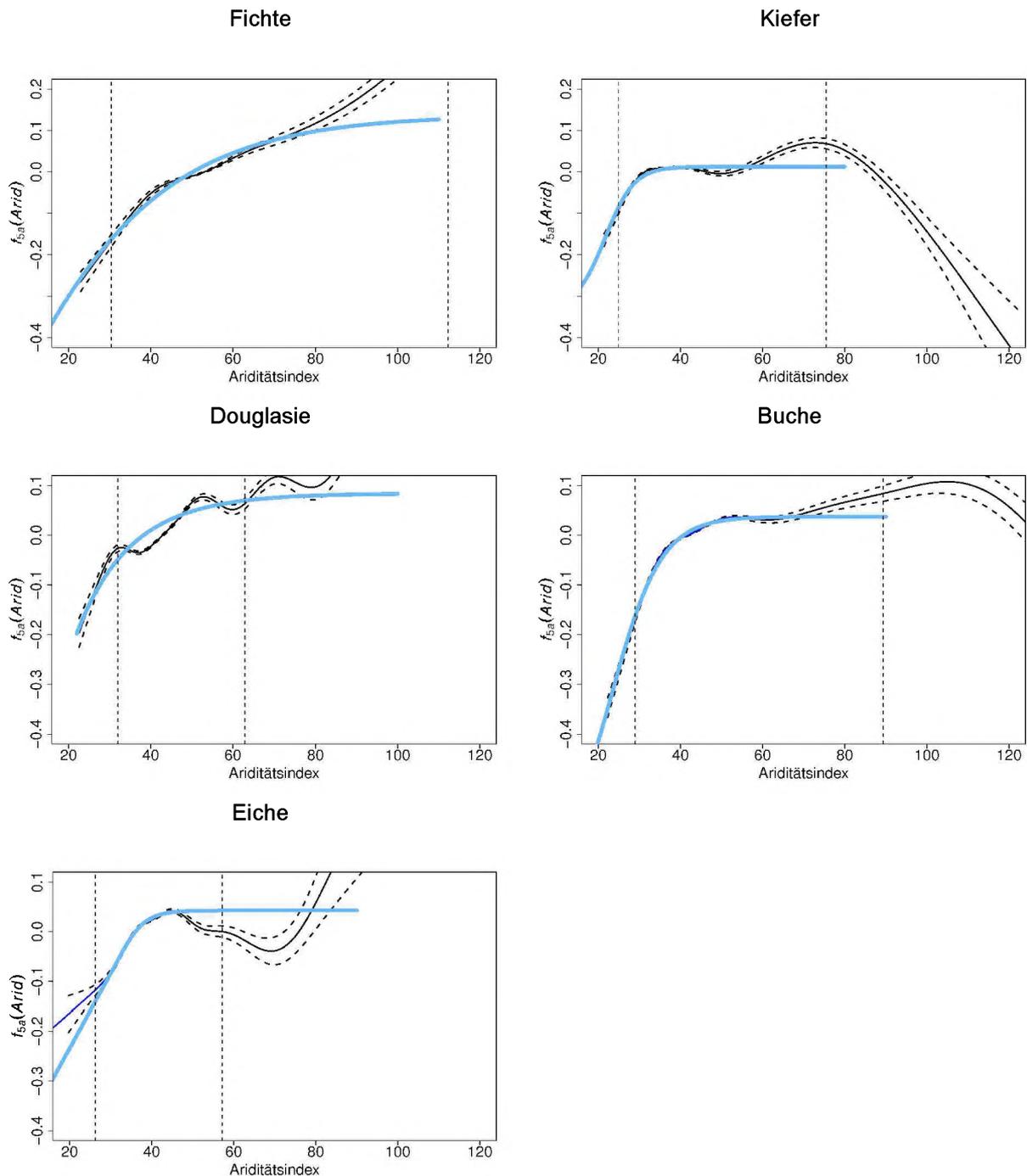


Abbildung 4: Mit Hilfe glättender Regressionsterme modellierte Effekte des Ariditätsindex auf den originären Parameter A der Korf-Funktion (gestrichelte Linien kennzeichnen das 95 % Prognoseintervall und die parametrischen Approximierungen sind durch blaue Linien dargestellt). Senkrechte gestrichelte Linien kennzeichnen die 1 und 99%-Quantile der Datenbereiche.

Der Effekt des relativen BHD $f_2(d_{rel})$ auf den originären Parameter A bildet den Einfluss der sozialen Stellung eines Baumes ab und wird hier nicht graphisch dargestellt. Der Effekt wirkt für alle Baumarten dahingehend, dass bei konstantem BHD eine umso größere Höhen geschätzt wird, je schwächer der BHD im Vergleich zum Grundflächenmittelstamm ist. Der Effekt des Keimjahres bewirkt für alle Baumarten, dass für Bäume, die zwischen ca. 1950 und ca. 1970 gekeimt haben, bei sonst konstanten Prädiktoren stark zunehmende Baumhöhen geschätzt werden. Vor 1950 ist dieser positive Effekt deutlich schwächer bis kaum ausgeprägt. Für Bäume, die nach 1970 gekeimt haben, verbleiben die Schätzungen auf dem Niveau von 1970. Der Verlauf des approximierten Effektes wurde in diesem Datenbereich aufgrund von Expertenwissen auf dem Niveau von 1970 'fixiert', da durch die geringe Datengrundlage in diesem Bereich teilweise unplausible Verläufe des glättenden Funktionstermes

aufzutreten. Dabei wurde unterstellt, dass die meisten forstlichen Standorte seit ca. 1970 mit Stickstoff gesättigt sind und sich dieser Zustand mittelfristig nicht ändern wird. Die linearen Effekte der Seehöhe und des Alters auf den originären Parameter B wirken sich dahingehend aus, dass die Steigung der Höhenkurve mit steigendem Alter und steigender Seehöhe für alle Baumarten zunimmt. Lediglich bei der Eiche nimmt die Steigung der Höhenkurve mit steigender Seehöhe ab.

An die Approximierung der nicht-linearen Effekte schließt sich eine Reparametrisierung an, wobei die approximierten Effekte für das Keimjahr, die Temperatursumme in der Vegetationsperiode und den Ariditätsindex direkt als 'offset' in das Modell eingehen (Formel 10). Durch diese Vorgehensweise wird sicher gestellt, dass das teilweise unter Berücksichtigung von Expertenwissen abgeleitete Modellverhalten entsprechend der approximierten Verläufe für die Effekte der Standortparameter und der über den Keimjahreseffekt erfasste Wachstumstrend erhalten bleiben. Der Effekt des relativen BHD wird übernommen, bei der Reparametrisierung wird jedoch ein Parameter p_{5a} geschätzt, der den Effekt proportional modifiziert. Gleichzeitig wird auch der zuvor fixierte Parameter p_{1a} erneut geschätzt. Die linearen Effekte auf den originären Parameter B werden ebenfalls erneut geschätzt. Bei Anwendung statistischer Gütekriterien müsste weiterhin der 2-dimensionale Effekt zur Beschreibung des räumlichen Trends geschätzt werden. Um aber das Modellverhalten bezüglich der Standortssensitivität ausschließlich über die Effekte der Standortvariablen kontrollieren zu können, wird das Modell ohne diese Komponente reparametrisiert (Formel 10).

$$\ln\{E(H_{kti})\} = p_{1a} + p_{2a} (1 - e^{-\widehat{p_{3a}} \text{Alter}_{kti}})^{\widehat{p_{4a}}} + p_{5a} \widehat{f_{2a}(d_rel_{kti})} + \widehat{f_{3a}(KJ_{ki})} + \widehat{f_{4a}(\text{Tempsum}_k)} + \widehat{f_{5a}(\text{Arid}_k)} \quad (10) \\ - p_{0b} x_{kti} - p_{1b} \text{Alter}_{kti} x_{kti} - p_{2b} \text{HNN}_k x_{kti}$$

wobei alle Terme, die direkt aus Modell (9) übernommen werden mit einem 'Dach' gekennzeichnet sind.

Reparametrisierung als verallgemeinertes lineares gemischtes Regressionsmodell

Das gesamte Modell wurde abschließend als verallgemeinertes lineares gemischtes Modell reparametrisiert, wobei lediglich der zentrierte bedingte Erwartungswert, d.h. die zentrierte Schätzung aus Modell (10) als Prädiktor übernommen wird. Für die stabile Aufteilung der Gesamtvarianz auf die verschiedenen Hierarchieebenen Plot / Aufnahme / Einzelbeobachtung bzw. die Anpassung des gemischten Modells werden möglichst viele Meßwiederholungen benötigt. Daher wurden für diesen letzten Modellierungsschritt nur Versuchsflächen- bzw. Inventurpunktaufnahmen mit mehr als 7 BHD-Höhenmessungen verwendet.

$$\ln\{E(H_{kti})\} = (\alpha_0 + \alpha_k + \alpha_{kt}) + (\beta_0 + \beta_k + \beta_{kt}) (\widehat{H_{kti}} - E(\widehat{H_{kti}})) \quad (11)$$

Die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle werden durch α_k und β_k und die Zufallsparameter auf der Ebene des Inventurzeitpunktes geschachtelt in Parzellen durch α_{kt} und β_{kt} beschrieben. Für alle Zufallsparameter werden konstante Varianzen und Unabhängigkeit zwischen den Ebenen Parzelle und Inventurzeitpunkt unterstellt. Die Kovarianzen $\text{cov}(\alpha_k, \beta_k)$ $\text{cov}(\alpha_{kt}, \beta_{kt})$ werden geschätzt und sind signifikant unterschiedlich von Null.

Gesamthaft lassen sich die verschiedenen Modellierungsschritte wie folgt zusammenfassen:

1. Iterative Bestimmung eines optimalen Wertepaares für λ und C mit Hilfe eines gemischten linearen Regressionsmodells auf der Grundlage der gesamten Datenbasis und Reparametrisierung der Korffunktion (Formeln 4, 5, 5.1, 6).
2. Bestimmung des nicht-linearen Alterstrends des originären Parameters A auf der Grundlage der Daten der BWI 1 mit Hilfe eines verallgemeinerten additiven gemischten Regressionsmodells *gamm* (Formel 7).
3. Approximierung des Alterstrends des originären Parameters A mit Hilfe einer vier-parametrischen Chapman-Richards-Funktion (Formel 8).
4. Weitere Variablenselektion und Quantifizierung ihrer Effekte mit Hilfe eines verallgemeinerten additiven Regressionsmodells *gam* auf der Basis der gesamten Datenbasis, wobei der fixierte Alterseffekt des originären Parameters A aus dem vorhergehenden Modellierungsschritt übernommen wird (Formel 9).
5. Approximierung der nicht-linearen Variableneffekte durch parametrische Funktionen und Reparametrisierung als *gam*, wobei die zuvor approximierten Effekte der Standortparameter als konstant übernommen werden, um bestimmte Monotoniebedingungen des Modellverhaltens zu gewährleisten (Formel 10).
6. Reparametrisierung als verallgemeinertes lineares gemischtes Regressionsmodell (Formel 11), wobei der zentrierte bedingte Erwartungswert, d.h. die zentrierte Schätzung aus Modell (10) als Prädiktor übernommen wird. Datenbasis sind alle Versuchsflächen- und Inventurpunktaufnahmen mit mehr als 7 BHD-Höhen-Messpaaren.

Alle additiven Modelle wurden mit Hilfe der Statistiksoftware *R* (R Development Core Team, 2008) unter Verwendung der Bibliothek *mgcv* (Wood 2006) parametrisiert. Die spezifische Methodik von Wood (2006) erlaubt die Modellierung räumlicher Trends mit Hilfe von 2-dimensionalen glättenden Termen wobei 'penalized' Regressionssplines mit 'thin plate' Basis verwendet werden (Wood 2003). Die gemischten Modelle wurden mit Hilfe der Statistiksoftware *R* unter Verwendung der Bibliothek *nlme* (Pinheiro et al. 2008) parametrisiert. Für die Parametrisierung des verallgemeinerten additiven gemischten Modells (Formel 7) werden beide Bibliotheken

benötigt. Für die Parametrisierung des verallgemeinerten linearen gemischten Modells wurden die Bibliotheken *nlme* (Pinheiro et al. 2008) und *MASS* (Venables and Ripley 2002) verwendet.

Diskussion

Standortsensitivität (feste Effekte)

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

Die Integration weiterer Prädiktoren erfolgt im Gegensatz zu Lappi (1997) und Mehtätalo (2004) ebenfalls in einem verallgemeinerten additiven Modell, so dass nicht-lineare Modelleffekte identifiziert werden können. Zumindest in der vorliegenden Untersuchung wäre die Annahme linearer Effekte auf das Niveau des originären Parameters A eine unzulässige Vereinfachung. Eine zusätzliche Erweiterung des Modellansatzes besteht in der Modellierung eines räumlichen Trends der originären Modellparameter mit Hilfe eines spezifischen verallgemeinerten additiven Modells (Wood 2006). Der räumliche Trend kann dahingehend interpretiert werden, dass er die Effekte aller nicht erfassten räumlich korrelierten Einflussfaktoren subsummiert. Voraussetzung für die Quantifizierung dieser geographischen Unterschiede sind die Waldinventuren bzw. die hohe Flächenrepräsentativität der Datengrundlage. Mehtätalo (2004/2005) verwendet ausschließlich den Hochwert und unterstellt zusätzlich einen linearen Modelleffekt. Eine derartig vereinfachte Modellstruktur würde in der vorliegenden Untersuchung mit ihrer komplexen räumlichen Datenstruktur zu einer deutlichen geringeren Flexibilität bei der Beschreibung regionaler Unterschiede führen.

Die größere Flexibilität bei der Beschreibung der festen Modelleffekte führt zu der aus theoretischer Sicht nicht optimalen schrittweisen Modellierung. Als Begründung der Vorgehensweise wurden I) die Verwendung linearer Modelltheorie II) begrenzte Rechnerkapazitäten insbesondere bei der Parametrisierung von verallgemeinerten additiven gemischten Modellen und III) die Gewährleistung von biologisch plausiblen Modelleffekten auf die originären Parameter der Korf-Funktion angeführt. Punkt III dient der Berücksichtigung von Expertenwissen, das vor allem in der Formulierung von Monotoniebedingungen für die Modelleffekte resultiert. Durch zukünftige Methodenentwicklungen, die etwa die Definition von Monotoniebedingungen für glättende Terme zulassen, könnten einiger der Modellierungsschritte entfallen.

Ein Spezialfall ist der Effekt des Keimjahres, der sich erst nach einer vorhergehenden separaten Parametrisierung und Fixierung des Alterseffektes sinnvoll interpretieren lässt. Anschließend wird sowohl für den Alterseffekt als auch alle weiteren Prädiktoreffekte auf den originären Parameter A unterstellt, dass Abweichungen von monotonen Verläufen das Resultat unbalancierter Datenstrukturen sind. Die Richtungswechsel bzw. absinkenden Verläufe im Bereich hoher Alter beispielsweise (Abb. 2) werden als Effekte von 'Störvariablen' interpretiert, deren Effekte nicht oder nur unzureichend im Modell berücksichtigt sind. So ist es allgemein bekannt, dass alte und sehr alte Bestände überproportional häufig auf schlechten Standorten stocken. Auf besseren Standorten erreichen die Bäume schneller die Zielstärke und werden im Durchschnitt früher geerntet. Durch die Approximierung mit Hilfe der Chapman-Richards-Funktion wird gewährleistet, dass die Baumhöhe für Bäume mit 30 cm BHD und konstantem relativen BHD mit steigendem Alter an einem bestimmten Forstort nicht abnimmt. Der Effekt des relativen BHD kann als Sensitivität des Modells gegenüber Bestandesbehandlungen und der sozialen Stellung eines Baumes interpretiert werden. Das Modell prognostiziert unter sonst gleichen Prädiktoren eine umso größere Baumhöhe, je niedriger der relative BHD ist. Je höher der relative BHD ist, desto vorwüchsiger ist ein Baum. Je

niedriger der relative BHD ist, desto unterdrückter ist ein Baum. Unter gleichen Standortsbedingungen und für den gleichen BHD und bei gleichem Alter kann aber für unterdrückte Bäume eine größere Höhe als für vorherrschende Bäume angenommen werden, da die unterdrückten Bäume im allgemeinen einem höheren Konkurrenzdruck um die Ressource Licht unterliegen.

Der Effekt der standortsensitiven Variablen Temperatursumme in der Vegetationszeit zeigt für die Baumarten tendenziell degressiv steigende Verläufe, die durch (stückweise) Exponentialfunktionen approximiert werden, wobei die sehr unterschiedlichen Datenbereiche der Baumarten beachtet werden müssen (Abb. 3). Somit lässt der zusätzliche Effekt eines Anstiegs um eine Einheit auf die Höhen-Durchmesser-Beziehung mit steigender Temperatursumme nach.

Der Effekt des Ariditätsindex wird ebenfalls mit Hilfe (stückweiser) Exponentialfunktionen approximiert. Allerdings treten bei diesem Effekt (Abb. 4) für einige der Baumarten im oberen Datenbereich unplausible Verläufe auf, sodass bei der Approximierung asymptotische Verläufe unterstellt werden. Hier wie auch für die Standortvariable Temperatursumme sollten zukünftig zusätzliche Datenquellen für eine Erweiterung des Parametrisierungsbereiches genutzt werden. Für die Klimafolgenforschung ist der Bereich geringer Ariditätsindices von besonderem Interesse.

Zusätzlich zu den abstrakten Modelleffekten auf der Ebene des linearen Prädiktors soll das Modellverhalten anhand der resultierenden Höhen-BHD-Beziehung in Abhängigkeit der Standortvariablen dargestellt werden. Um den Effekt des Ariditätsindex vor allem aber der Temperatursumme in der Vegetationszeit darzustellen, wird die Höhen-BHD-Beziehung im Alter 100 für die 5 Baumarten in verschiedenen Höhenlagen in Bad Harzburg und Freiburg mit dem verallgemeinerten additiven Modell (Formel 10) beschrieben (Abb. 5). Um den Wachstumstrend über der Zeit zu fixieren, wird unterstellt, dass die Bestände einheitlich 1910 gekeimt sind, d.h. 2010 100 Jahre alt sind. Sowohl im Harz als auch in Freiburg treten auch in tieferen Lagen günstige Verhältnisse bezüglich des Ariditätsindex auf (Abb. 4), so dass das dargestellte Reaktionsmuster vor allem durch die Temperatursumme in der Vegetationszeit bestimmt wird. Ohne dass im Detail auf das Reaktionsmuster der Baumarten eingegangen werden kann, resultieren aus forstlicher Sicht plausible Höhen-BHD-Beziehungen. Sowohl die Relation der Baumarten an einem Ort in Abhängigkeit der Seehöhe und damit der Temperatursumme und des Ariditätsindex als auch zwischen Bad Harzburg und Freiburg entsprechen forstlichem Expertenwissen. Bei der Interpretation ist ferner zu beachten, dass bisher keine Bodenparameter in das Modell eingehen und die Verläufe somit mittleren Verhältnissen bezüglich der Nährstoffversorgung und der Wasserspeicherkapazität entsprechen.

HNN

Bad Harzburg

Freiburg

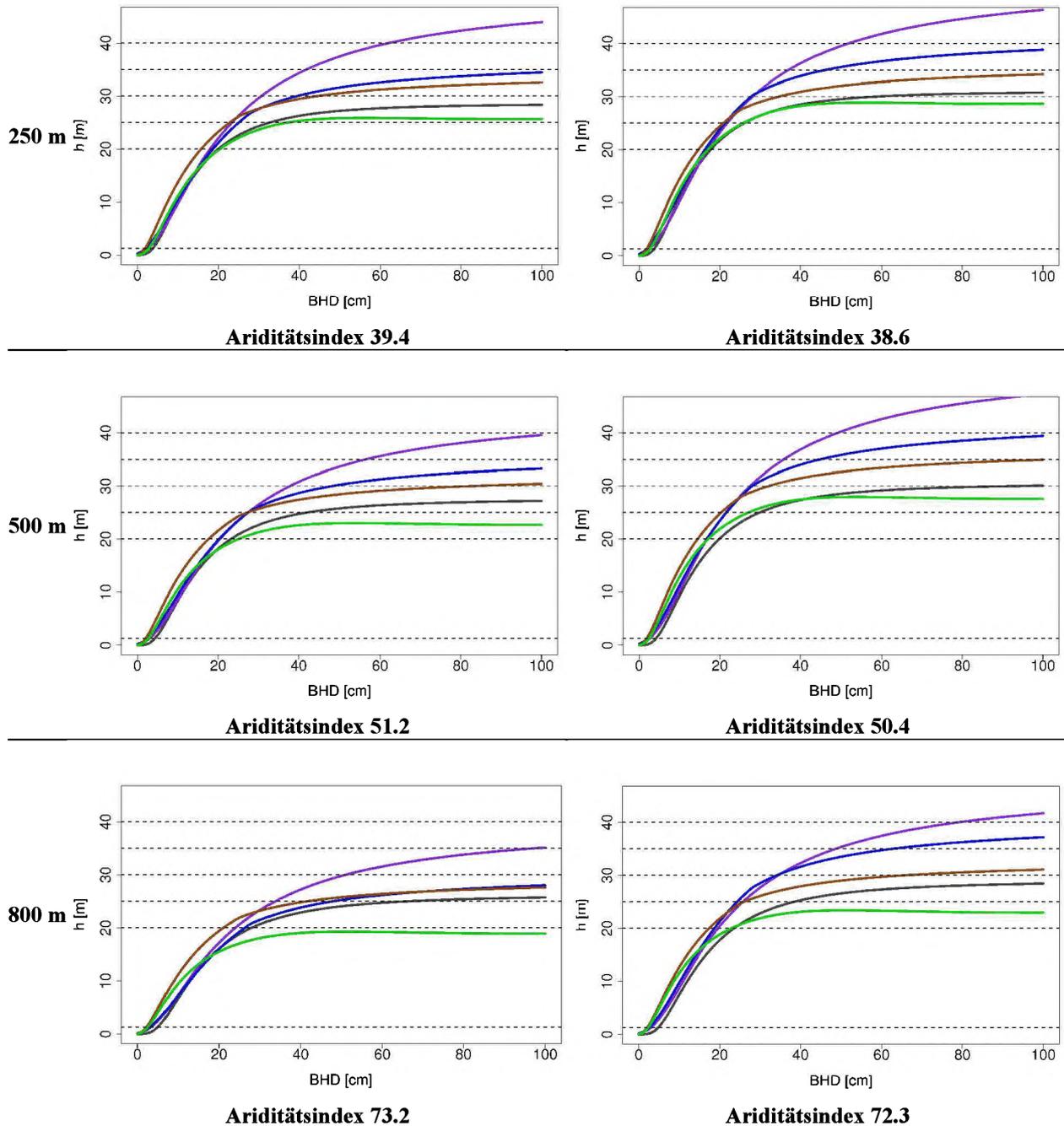


Abbildung 5: Prognosen (Modell 10) der BHD-Höhen-Beziehung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) im Alter 100 in verschiedenen Höhenlagen des Harzes und des Schwarzwaldes. Aufgrund des Wachstumstrends über der Zeit wurde ein einheitliches Keimjahr 1910 unterstellt.

Das Zusammenwirken der Effekte von Temperatursumme in der Vegetationszeit und Ariditätsindex kann exemplarisch verdeutlicht werden, wenn zusätzlich das Reaktionsmuster (Modell 10) in Naumburg (Saale) und in Schongau (bayrisches Voralpenland) betrachtet wird (Abb. 6). Beim Vergleich der Prognosen für Naumburg gegenüber Bad Harzburg führen die ungünstigen Bedingungen bezüglich des Ariditätsindex dazu, dass trotz höherer Temperatursummenwerte deutlich geringere Baumhöhen zu einem BHD geschätzt werden. Das gilt für alle Baumarten, wobei die quantitative Reaktion der Baumarten sehr unterschiedlich ist. So zeigen Fichte, Douglasie und Buche deutliche Reaktionen, während Eiche und vor allem Kiefer deutlich schwächer reagieren (Abb. 6). Vergleicht man dagegen die Prognosen für Bad Harzburg und Schongau miteinander, so wird deutlich, dass die

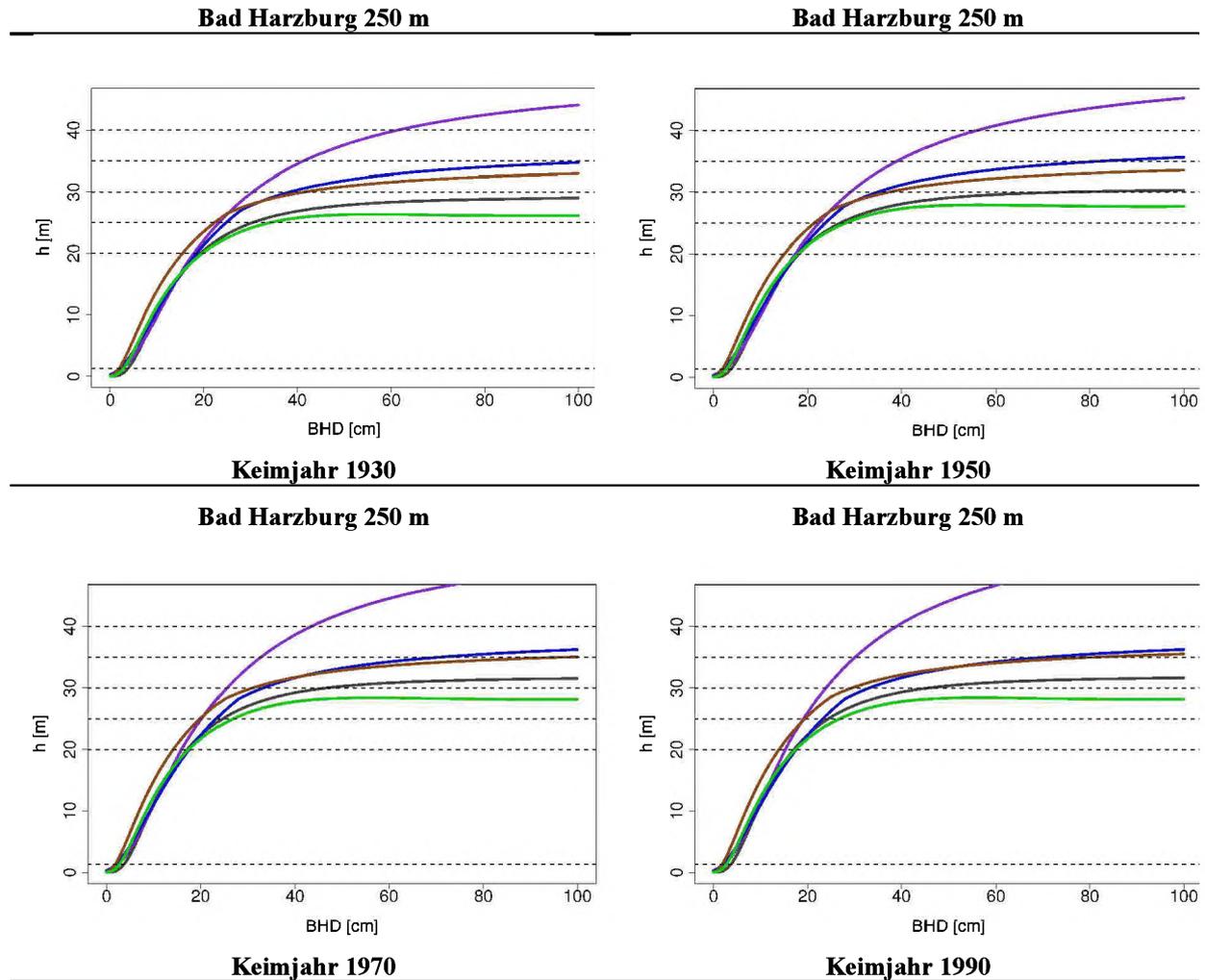


Abbildung 7: Prognosen (Modell 10) der BHD-Höhen-Beziehung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) im Alter 100 für die Standortbedingungen von Bad Harzburg, wobei die Bestände hypothetisch in den Jahren 1930, 1950, 1970 und 1990 gekeimt haben.

Kalibrierung

In der Anwendung des Modellsystems zur Höhenergänzung sind verschiedene Situationen denkbar. Liegen überhaupt keine gemessenen Höhen in einem Bestand vor, werden ausschließlich die festen Modelleffekte für die Höhenschätzung verwendet. Da das *glmm* nur noch auf der Grundlage der Aufnahmen mit mehr als 7 Messwiederholungen parametrisiert wurde, erfolgt die Schätzung in diesem Fall mit Hilfe des *gam* (Formel 10) (Abb. 5, 7, 6). Liegen Höhenmessungen zu abweichenden Inventurzeitpunkten vor, lassen sich die Zufallsparameter auf der Ebene der Parzelle (Stichprobenpunkt) berechnen und in Kombination mit den festen Effekten für die Höhenschätzung verwenden. Liegen Höhenmessungen zum jeweiligen Inventurzeitpunkt vor, so lassen sich zusätzlich die Zufallsparameter für den Inventurzeitpunkt berechnen bzw. für die Schätzung verwenden. Im letzteren Fall tragen aber auch die Höhenmessungen in der Parzelle, die zu abweichenden Inventurzeitpunkten erfolgt sind, zu einer Erhöhung der Schätzgenauigkeit zum Bezugszeitpunkt bei. Die Berechnung der Zufallsparameter wird im Anhalt an Lappi (1991) als Kalibrierung bezeichnet. Der so genannte *Best Linear Unbiased Predictor* (BLUP) für den Vektor der Zufallsparameter lässt sich über Matrixalgebra wie folgt berechnen (Lappi 1997).

$$\hat{\mathbf{b}} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{Z} + \mathbf{D}^{-1})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}) \quad (12)$$

mit der zugehörigen Vorhersagevarianz:

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

Dabei enthält die Matrix \mathbf{Z} die partiellen Ableitungen mit Bezug zu den Koeffizienten α_0 und β_0 der festen Effekte aus Modell (11), \mathbf{D} ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Zufallparameter, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix ($\hat{\mathbf{D}}$) aus Modell (11) ersetzt wird und \mathbf{R} ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen, die durch die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix ($\hat{\mathbf{R}}$) aus Modell (11) ersetzt wird. $\boldsymbol{\mu}$ ist der Vektor der Höhenschätzungen unter ausschließlicher Verwendung der festen Effekte und \mathbf{y} der Vektor der zugehörigen beobachteten Baumhöhen. Die Höhenschätzung lässt sich in allgemeiner Form wie folgt beschreiben, wobei je nach Informationslage bestimmte oder auch alle Einträge des Vektors der Zufallparameter Null gesetzt sind:

$$\ln\{E(H_{kti})\} = \mathbf{y} + \mathbf{Z} \hat{\mathbf{b}} \quad (14)$$

wobei \mathbf{Z} in diesem Fall die Modellmatrix der Zufallseffekte ist.

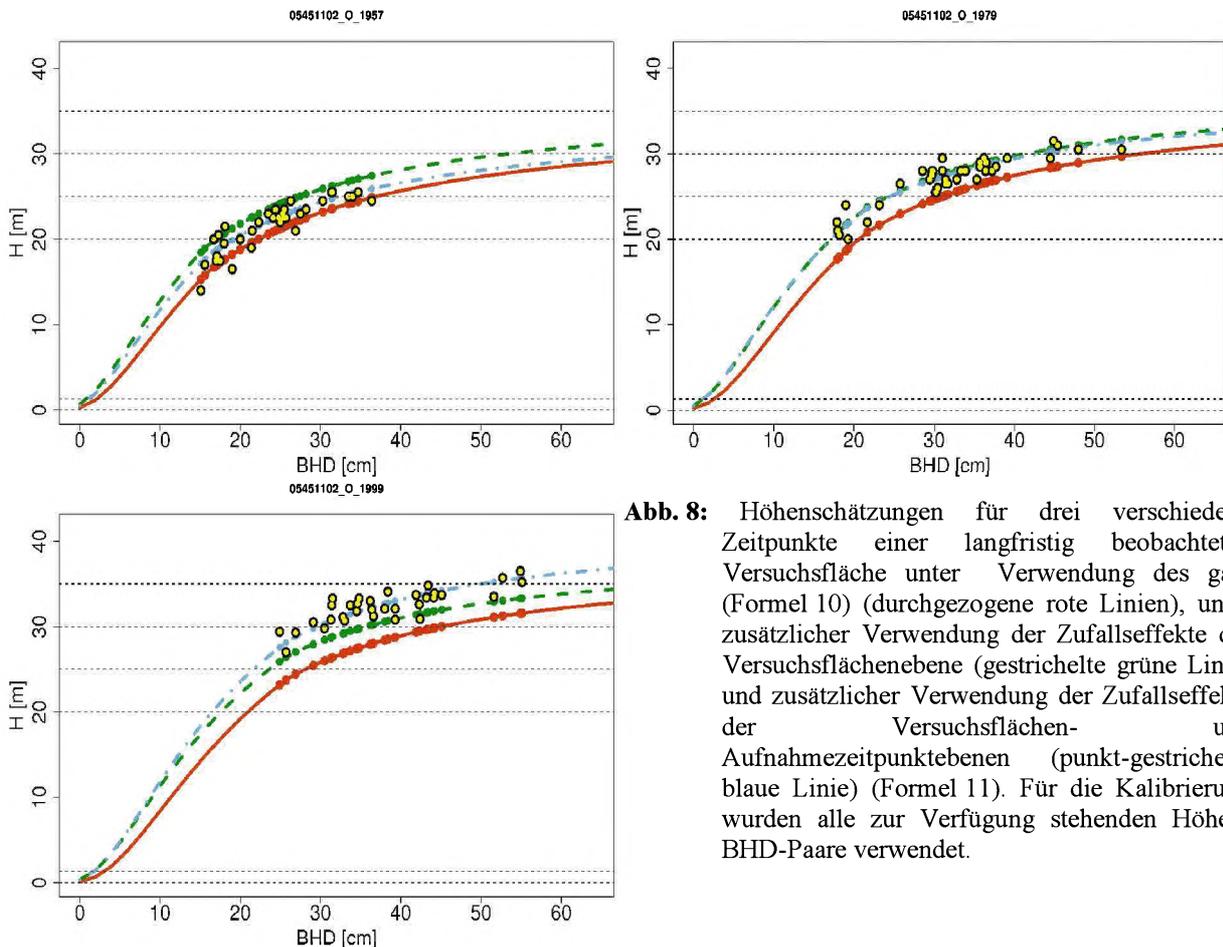


Abb. 8: Höhenschätzungen für drei verschiedene Zeitpunkte einer langfristig beobachteten Versuchsfläche unter Verwendung des gam (Formel 10) (durchgezogene rote Linien), unter zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächenebene (gestrichelte grüne Linie) und zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächen- und Aufnahmezeitpunktebenen (punkt-gestrichelte blaue Linie) (Formel 11). Für die Kalibrierung wurden alle zur Verfügung stehenden Höhen-BHD-Paare verwendet.

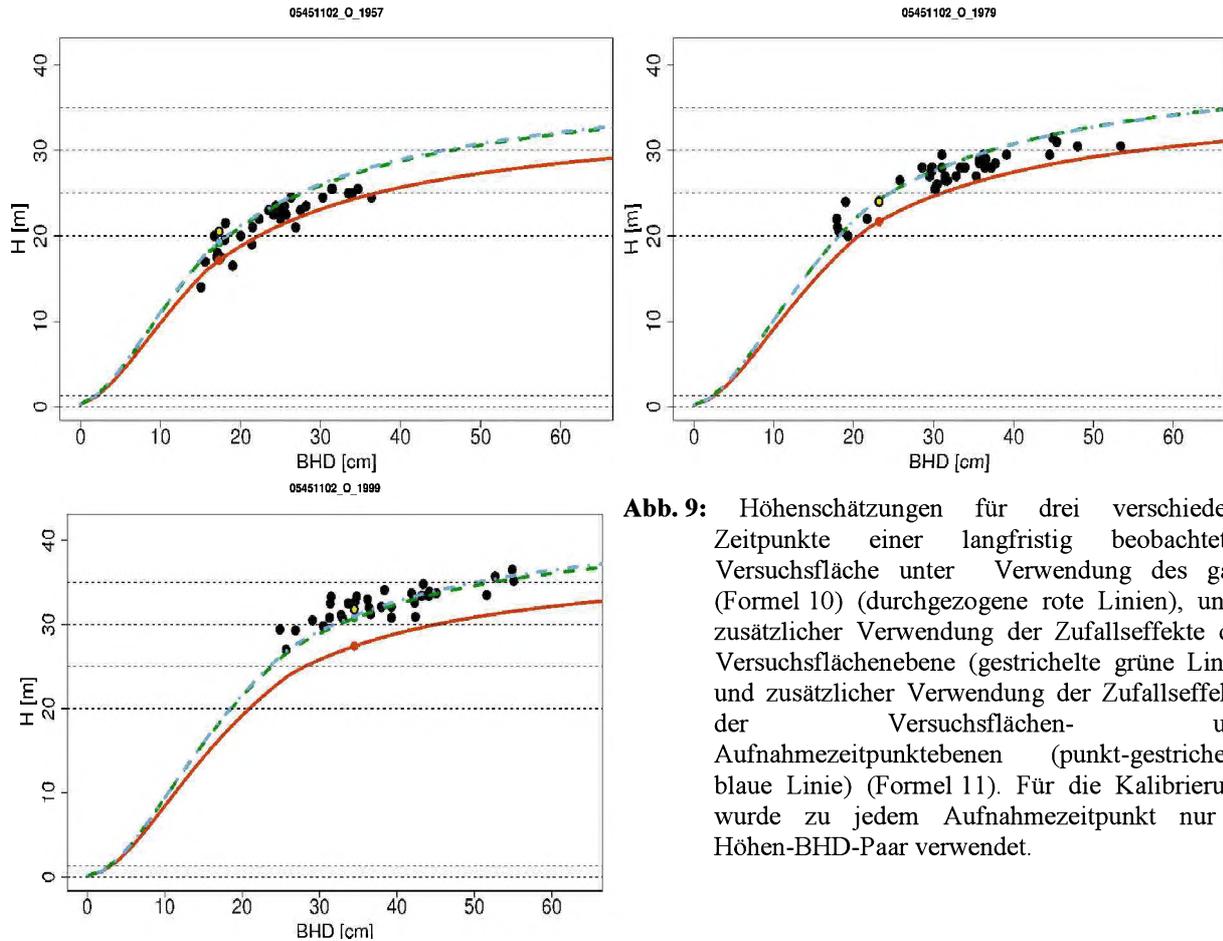


Abb. 9: Höhengschätzungen für drei verschiedene Zeitpunkte einer langfristig beobachteten Versuchsfläche unter Verwendung des gam (Formel 10) (durchgezogene rote Linien), unter zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächenebene (gestrichelte grüne Linie) und zusätzlicher Verwendung der Zufallseffekte der Versuchsflächen- und Aufnahmezeitpunktebenen (punkt-gestrichelte blaue Linie) (Formel 11). Für die Kalibrierung wurde zu jedem Aufnahmezeitpunkt nur 1 Höhen-BHD-Paar verwendet.

Die Wirkungsweise der Kalibrierung wird anhand dreier Aufnahmen einer langfristigen Versuchsflächenaufnahme graphisch dargestellt, wobei in der ersten Variante alle gemessenen Höhen-BHD-Paare für die Kalibrierung genutzt werden (Abb. 8) und in der zweiten Variante nur 1 Höhen-BHD-Paar je Aufnahme für die Kalibrierung verwendet wird (Abb. 9). Unter Verwendung der Abweichung der beobachteten Höhenmessungen zur Schätzung unter ausschließlicher Verwendung der festen Effekte wird der BLUP berechnet (Formel 12), bzw. erfolgt die lokale und zeitpunktspezifische Anpassung des mittleren Populationsmodells. Für eine Kalibrierung reicht ein einziges Höhen-BHD-Messpaar aus, jedoch erhöht sich die Prognosegenauigkeit mit steigender Anzahl der Messwerte.

Abschließend erfolgt eine Validierung für die Anwendung des Modells (Formel 11) zur Datenergänzung. Für zwei unterschiedliche Validierungsdatensätze erfolgt eine Kalibrierung mit einer unterschiedlichen Anzahl an gemessenen BHD-Höhen-Paaren. Der erste Datensatz umfasst alle ertragskundlichen Versuchsflächendaten (ETDAT), der zweite Datensatz alle Inventurpunkte (Traktecken) der BWI 1, BWI 2 und Inventurstudie 08 (BWI1_BWI2_IS08) des 8 x 8 km Stichprobennetzes der Inventurstudie 08 (Tab.4). Für Douglasie, Buche und Eiche umfasst der Datensatz ETDAT ein Vielfaches des Datensatzes BWI1_BWI2_IS08. Gleichzeitig verteilen sich die Daten in ETDAT auf eine sehr viel geringere Anzahl von Inventureinheiten.

Tabelle 4: Validierungsdaten ETDAT und BWI1_BWI2_IS08 mit Angabe des Datenumfanges, der Anzahl Traktecken bzw. Versuchspartellen sowie Inventuraufnahmen. Die Parzellen bzw. Traktecken beinhalten auch eine Untergliederung nach Bestandsschichten.

Baumart	ETDAT	Parzellen	Parzellen- aufnahmen	BWI1_BWI2_IS08	Traktecken	Traktecken- aufnahmen
Fichte	34957	261	1180	26821	4698	9587
Kiefer	26129	203	900	20107	4511	9197
Douglasie	98120	882	3699	1255	324	664
Buche	61659	417	2171	14314	3576	7265
Eiche	33479	204	1282	7107	2116	4228

Die Schätzungen für ETDAT weisen über den gesamten Bereich des Anteils verwendeter Höhen-BHD-Messungen einen sehr geringen Bias auf (Abb. 10 / Tab. Fehler: Referenz nicht gefunden). Lediglich bei Verwendung nur eines

Messpaars steigt der Bias etwas an, wobei hier die Eiche mit fast 10 cm Unterschätzung den höchsten Wert aufweist. Die Schätzungen für BWI1_BWI2_IS08 weisen einen deutlich höheren Bias auf, wobei es hier fast ausschließlich zu Überschätzungen kommt. Werden die tatsächlich gemessenen Messpaare für die Kalibrierung verwendet, so liegen die Werte für alle Baumarten im Bereich von max. 10 cm. Buche und Douglasie weisen die höchsten Verzerrungen auf, wobei der sehr geringe Umfang der Douglasiedaten beachtet werden muss. Werden nur 50% der tatsächlich gemessenen Werte verwendet, so weisen Fichte, Kiefer und Eiche immer noch Werte von nur bis zu 4 cm auf. Bei der Anwendung des *gam* (Formel 10) auf den gesamten Parametrisierungsdatensatz von BWI1, BWI2, BI und ertragskundlichen Daten treten geringe Überschätzungen von bis zu 6 cm (Fichte) auf. Bei Anwendung des *gam*, das zusätzlich die räumliche Trendfunktion und die original Effekte ohne Monotoniebedingungen enthält (Formel 9), tritt praktisch keine Verzerrung mehr auf. Somit resultiert die Gewährleistung biologisch plausibler Verläufe in einer leichten Verzerrung der Schätzungen. Weitere Untersuchungen zeigten allerdings, dass die Verzerrungen zu einem größeren Teil dadurch resultieren, dass der räumliche Trend nicht modelliert wird als durch die Vorgabe der Monotoniebedingungen.

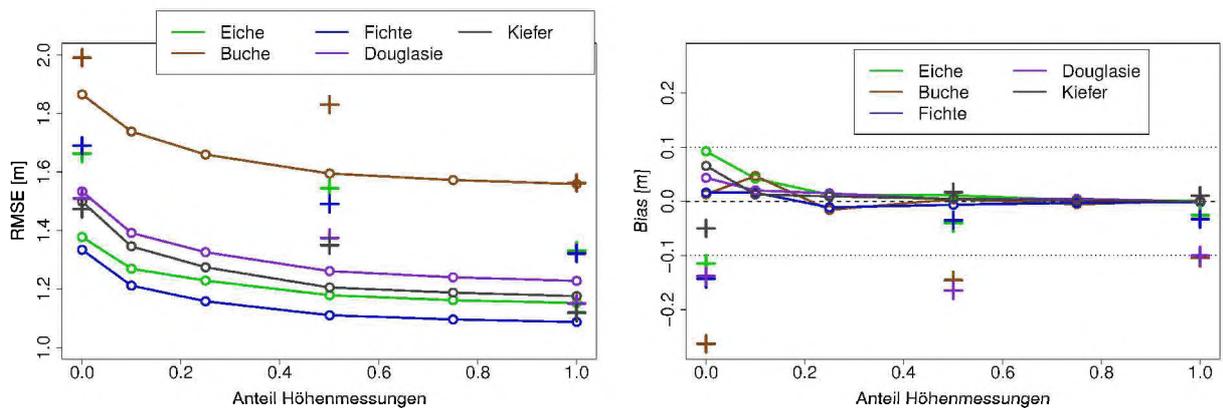


Abbildung 10: RMSE und Bias (Verzerrung) der Höhenschätzung für Fichte (blau), Kiefer (grau), Douglasie (lila), Buche (braun) und Eiche (grün) über unterschiedlichen Stichprobenumfängen an Höhen-BHD-Paaren, die für die Kalibrierung (Formel 12) verwendet wurden. Die Werte, die für die Validierungsdaten ertragskundliche Versuchsflächen (ETDAT) ermittelt wurden sind durch Linien verbunden. Kreuze kennzeichnen die Werte, die für den Validierungsdatensatz BWI_1_BWI_2_IS08 ermittelt wurden.

Tabelle 5: Bias (Verzerrung) in Abhängigkeit vom Anteil der zur Kalibrierung verwendeten Höhen-BHD-Paare für 2 verschiedene Validierungsdatensätze (ETDAT und BWI_1_BWI_2_IS08). Zusätzlich sind in Spalte 11 die Werte für das *gam* mit der Berücksichtigung von Expertenwissen (Formel 10) und in Spalte 12 für das *gam* ohne Nebenbedingungen und inklusive 2-dimensionaler Trendfunktion angegeben (Formel 9).

Validierungsdaten	Bias (Verzerrung) [m]										
	Ertragskundliche Versuchsflächen (ETDAT)						BWI1_BWI2_IS08			gam	
	Anteil Höhenmessungen [%]	1 Messung	10	25	50	75	100	1 Messung	50	100	standortsensitiv (Formel 10)
Eiche	0.092	0.042	0.012	0.011	0.002	0.001	-0.115	-0.04	-0.026	0.026	-0.002
Buche	0.013	0.047	-0.016	0.004	-0.005	0.001	-0.263	-0.146	-0.104	0.024	0.005
Fichte	0.016	0.016	-0.011	-0.006	-0.003	-0.001	-0.144	-0.035	-0.033	0.061	-0.001
Douglasie	0.043	0.02	0.015	0.004	0.004	0	-0.138	-0.165	-0.1	0.02	-0.001
Kiefer	0.065	0.013	0.009	0.004	0.001	0	-0.05	0.017	0.01	0.031	-0.001

Bei Vergleich der Kalibrierungsergebnisse bezüglich des RMSE für ETDAT und BWI_1_BWI_2_IS08 fallen die deutlich höheren Werte für BWI_1_BWI_2_IS08 auf. Die Unterschiede sind allerdings dann besonders hoch, wenn nicht alle tatsächlich gemessenen Wertepaare für die Kalibrierung verwendet werden. Werden alle Wertepaare verwendet, so treten für Buche keine Unterschiede zwischen BWI_1_BWI_2_IS08 und ETDAT auf. Für Kiefer und Douglasie sind die Werte sogar geringer. Buche weist für beide Datensätze die deutlich höchsten Fehler auf. Der Validierungsdatensatz BWI_1_BWI_2_IS08 weist im Vergleich mit ETDAT deutlich ungünstigere Werte für den RMSE und den Bias auf, wenn nur 1 Messpaar bzw. nur 50% der Messpaare verwendet werden. Das kann zum einen in einer größeren Heterogenität der Inventurdaten begründet sein. Weiterhin könnte aber auch die spezielle Struktur von BWI_1_BWI_2_IS08 eine Rolle spielen, da die Mehrzahl der Messwerte aus der BWI 1 stammt. Die

Reduktion der für die Kalibrierung genutzten Wertepaare findet damit überwiegend in diesem Datenbereich statt. Werden keine Wertepaare für die Kalibrierung sondern das *gam* (Formel 10) verwendet, so erhöht sich der RMSE deutlich auf Werte von mehr als 3 m (Douglasie 2.18 m). Weiterhin ist der Unterschied zum *gam* mit Modellierung des räumlichen Trends und ohne Vorgabe von Monotoniebedingungen (Formel 11) deutlich. Auch hier ergaben weitere Untersuchungen, dass vor allem die Modellierung des räumlichen Trends und weniger die Vorgabe 'biologisch plausibler' Verläufe die Modellgüte beeinflusst.

Tabelle 6: RMSE in Abhängigkeit vom Anteil der zur Kalibrierung verwendeten Höhen-BHD-Paare für 2 verschiedene Validierungsdatensätze (ertragskundliche Versuchsflächen und BWI_1_BWI_2_IS08). Zusätzlich sind in Spalte 11 die Werte für das *gam* mit der Berücksichtigung von Expertenwissen (Formel 10) und in Spalte 12 für das *gam* ohne Nebenbedingungen und inklusive 2-dimensionaler Trendfunktion angegeben (Formel 9).

Validierungsdaten	RMSE [m]											
	Ertragskundliche Versuchsflächen						BWI1_IS08_BWI2			gam standorts-sensitiv (Formel 10)		gam (Formel 9)
	Anteil Höhenmessungen [%]	1 Messung	10	25	50	75	100	1 Messung	50	100	0	
Eiche	1.38	1.27	1.23	1.18	1.16	1.15	1.66	1.54	1.33		3.5	2.84
Buche	1.87	1.74	1.66	1.59	1.57	1.56	1.99	1.83	1.56		3.67	3.23
Fichte	1.33	1.21	1.16	1.11	1.1	1.09	1.69	1.49	1.32		3.02	2.63
Douglasie	1.53	1.39	1.33	1.26	1.24	1.23	1.51	1.37	1.15		2.18	1.83
Kiefer	1.5	1.35	1.27	1.21	1.19	1.18	1.47	1.35	1.12		3.12	2.65

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss ferner beachtet werden, dass der gemessene BHD in die Schätzungen eingeht. Liegen für den BHD aber nur Schätzungen mit Hilfe eines Wachstumsmodells vor, dürfte sich auch die Prognosegüte für die Höhe verringern. Auch sollten zukünftig weitere Validierungen des Kalibrierungsansatzes im Zusammenhang mit der Anwendung in Waldentwicklungsszenarien durchgeführt werden. Beispielsweise könnten Schätzungen für die letzte(n) Aufnahme(n) von langen ertragskundlichen Zeitreihen durchgeführt werden, die nicht für die Kalibrierung verwendet werden.

Danksagung

Herrn Dr. Thomas Böckmann wird für die Bereitstellung der Betriebsinventurdaten der Niedersächsischen Landesforsten gedankt. Herrn Dr. Heino Polley und Frau Petra Hennig wird für die Bereitstellung der Daten der Bundeswaldinventur für die Nutzung im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes "Anpassungsstrategien für eine nachhaltige Waldbewirtschaftung unter sich wandelnden Klimabedingungen – Entwicklung eines Entscheidungsunterstützungssystems Wald und Klimawandel" und für die Nutzung im Rahmen der Methodenentwicklung für die BWI 3 gedankt. Herrn Johannes Suttmöller wird für die Aufbereitung der Standortdaten an den Stationen des DWD, Herrn Ralf-Volker Nagel und Herrn Stefan Quitt wird für die Auswahl geeigneter ertragskundlicher Versuchsflächen gedankt.

Literaturverzeichnis

- BURNHAM, K.P., ANDERSON, D.R.: Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model selection. *Sociol Methods Res* 33:261–304. doi:10.1177/0049124104268644, 2004.
- EERIKÄINEN, K.: Predicting the height-diameter pattern of planted *Pinus kesiya* stands in Zambia and Zimbabwe. *Forest Ecology and Management* 175: 355-366, 2003.
- FLEWELLING, J.W., PIENAAR, L.V.: Multiplicative regression with lognormal errors. *Forest Science* 18(3): 241–245, 1981.
- HÖKKA, H.: Height-diameter curves with random intercepts and slopes for trees growing on drained peatlands. *Forest Ecology and Management* 97: 63-72, 1997.
- KENNEL, E.: Waldinventur und Holzaufkommensprognose für Bayern [Forest resource assessment and projections for Bavaria]. *Allgemeine Forstzeitschrift*: 615-616, 1972.
- LAPPI, J.: Calibration of height and volume equations with random parameters. *Forest Science* 37 (3): 781-801, 1991.
- LAPPI, J.: A longitudinal analysis of height/diameter curves. *Forest Science*. 43 (4): 555-570, 1997.
- LARSEN, D.R., HANN, D.W.: Height-diameter equations for seventeen tree species in southwest Oregon. Oregon State University, College of Forestry, Forest Research Laboratory, Corvallis, Research Paper 49: 16, 1987.
- LÓPEZ SÁNCHEZ, C.A., GORGOSO, J.J., CASTEDO, F., ROJO, A., RODRÍGUEZ, R., ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G., SÁNCHEZ RODRÍGUEZ, F.: A height–diameter model for *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwest Spain). *Annals of Forest Science* 60: 237–245, 2003.

- DE MARTONNE, E. 1926: Une nouvelle fonction climatologique: l'indice d'aridité. *La Météorologie* 2: 449-458.
- MEHTATALO, L.: A longitudinal height-diameter model for Norway spruce in Finland. *Canadian Journal of Forest Research* 34: 131-140, 2004.
- MEHTATALO, L.: Height-diameter models for Scots pine and birch in Finland. *Silva Fennica* 39(1): 55-66, 2005.
- MENZEL, A.: Phänologie von Waldbäumen unter sich ändernden Klimabedingungen—Auswertung der Beobachtungen in den Internationalen Phänologischen Gärten und Möglichkeiten der Modellierung von Phänodaten. *Forstliche Forschungsberichte München* 164, 147 pp, 1997.
- NAGEL, J.: Einheitshöhenkurvenmodell für Roteiche [A generalized height-diameter model for American Oak]. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 162 (1): 16-18, 1991.
- PINHEIRO, J., BATES, D., DEBROY, S., SARKAR D. AND THE R CORE TEAM: nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-89, 2008.
- PRETZSCH, H.: *Forest Dynamics, Growth and Yield*. Springer Verlag, Berlin, 664 S., 2009.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2008.
- ROECKNER, E., BAEUML, G., BONAVENTURA, L., BROKOPF, R., ESCH, M., GIORGETTA, M., HAGEMANN, S., KIRCHNER, I., KORNBLUEH, L., MANZINI, E., RHODIN, A., SCHLESE, U., SCHULZWEIDA, U., TOMKINS, A.: The Atmospheric General Circulation Model ECHAM5. Part 1. Model Description. MPI-Berichte, 349. Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2003.
- ROECKNER, E., BROKOPF, R., ESCH, M., GIORGETTA, M., HAGEMANN, S., KORNBLUEH, L., MANZINI, E., SCHLESE, U., SCHULZWEIDA, U.: The Atmospheric General Circulation Model ECHAM5. Part 2. Sensitivity of Simulated Climate to Horizontal and Vertical Resolution. MPI-Berichte, 354. Max-Planck-Institut für Meteorologie, Hamburg, 2004.
- SCHOBER, R.: *Ertragstabellen wichtiger Baumarten bei verschiedener Durchforstung*. Sauerländer, J D; Auflage: 4., Aufl.: 166 S., 1995.
- SPEKAT, A., ENKE, W., KREIENKAMP, F.: Neuentwicklung von regional hoch aufgelösten Wetterlagen für Deutschland und Bereitstellung regionaler Klimaszenarien mit dem Regionalisierungsmodell WETTREG 2005 auf der Basis von globalen Klimasimulationen mit ECHAM5/MPI – OM T63L31 2010 bis 2100 für die SRES – Szenarien B1, A1B und A2. Projektbericht im Rahmen des F+E-Vorhabens 204 41 138 „Klimaauswirkungen und Anpassung, 2006.
- SPIECKER, H., MIELIKÄINEN, K., KÖHL, M., SKOVSGAARD, J.P. (EDS.): *Growth Trends in European Forests: Studies from 12 Countries*. EFI Research Report No. 5, Berlin: Springer-Verlag, 372 p, 1996.
- TEMESGEN, H., GADOW, K.V.: Generalized height-diameter models—an application for major tree species in complex stands of interior British Columbia. *European Journal of Forest Research* 123 (1): 45-51, 2004.
- VENABLES, W. N., RIPLEY, B. D.: *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0, 2002.
- WILPERT, K.V.: Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde: ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wasserstreßdisposition. *Freiburger bodenkundl. Abhandlungen* 24, 184 pp., 1990.
- WOOD, S.N.: Thin-plate regression splines. *Journal of the Royal Statistical Society (B)* 65(1):95-114, 2003.
- WOOD, S.N.: *Generalized Additive Models. An Introduction with R*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 2006.
- ZEIDE, B.: Analysis of growth equations. *For Sci* 39 (3): 594-616, 1993.