

Zum Zusammenhang von Oberhöhenbonität und Volumenzuwachs: ein Ansatz zur Verallgemeinerung des Ertragsniveau-Konzeptes

Levent S. Burggraef¹, Matthias Schmidt¹

Zusammenfassung

Die Wuchsleistung von Waldbeständen wird in der forstlichen Praxis in der Regel über die so genannte Höhenbonität geschätzt, die auch in der Waldwachstumsmodellierung häufig als Zielvariable Verwendung findet. Die Höhenbonität basiert auf der Grundbeziehung zwischen Bestandesalter- und -höhe. Deren Verwendung basiert wiederum auf der Annahme, dass es eine gleichbleibende Beziehung zwischen Bestandesvolumen und -höhe gibt. Aufgrund von beobachteten regionalen Variationen in der Volumen-Höhenbeziehung wurde diese über mehrere Zwischenschritte bis zum Konzept des untergliederten speziellen Ertragsniveaus erweitert. Dieses beschreibt empirisch die Variationen der Gesamtwuchsleistung bei gegebener Bonität und Bestandeshöhe. Die vorliegende Studie zeigt, dass sich die Variationen im speziellen Ertragsniveau teilweise durch klimatische Kovariablen erklären lassen, wodurch eine weitere Differenzierung und Spezialisierung des speziellen Ertragsniveaus erfolgen kann.

Abstract

In forestry practice, the productivity of forest stands is mostly estimated using site index or similar productivity measures based on the relation of stand age and height. These are also often used as response variables in forest growth modeling. The traditional use of the height-age relation is based on the assumption that there is a stable relationship between stand height and volume. Due to observed regional variations in this relationship, it has been extended several times, up to the concept of the subdivided special yield level. It describes the variation of the total volume production of a stand at a given site index and stand height at an empirical level. The presented study shows that variations in the special yield level can partly be described using climate covariates, which enables a further differentiation and specialization of the special yield level.

Keywords: forest growth, site index, special yield level, generalized additive model.

1 Einleitung

Die erwartbaren drastischen Veränderungen der Wuchsleistung unserer Wälder betreffen unsere Gesellschaft einerseits bezüglich ihrer wirtschaftlichen Produktionsleistung als Holzlieferant. Gleichzeitig sind sie in ihrer Rolle für den Klimaschutz als potenzielle Kohlenstoffsenke zuletzt wieder ins Zentrum der medialen Aufmerksamkeit gerückt (Ahne 2024; FNR 2024).

Die Wuchsleistung von Waldbeständen wird sowohl in der Forstpraxis als auch in der Waldwachstumsmodellierung i.d.R. indirekt über verschiedene Maße für die so genannte *Standort-*

leistung geschätzt. Der *Standort* bezeichnet dabei eine physikalisch und biologisch homogene räumliche Einheit. Die *Leistung* bezeichnet das Potenzial des Standortes, pflanzliche Biomasse zu produzieren (Skovsgaard und Vanclay 2008).

Die Standortleistung wird in der Forstpraxis über die *Höhenbonität* geschätzt. Sie basiert auf der als *Grundbeziehung* bekannten Beziehung zwischen Bestandesalter- und Höhe.

Die Höhenbonität als Bestandeshöhe zu einem bestimmten Referenzalter bildet noch heute Grundlage der forstlichen Quantifizierung und Klassifizierung der Standortleistung und damit forstlicher Ertragstabellen. Diese lösten am Ende des 19. Jahrhunderts sog. Erfahrungstabellen ab (Cotta 1821; Paulsen 1795). Die Grundbeziehung zur Beschreibung der Standortleistung etablierte sich durch die Beobachtung, dass sie der Beziehung zwischen Bestandesvolumen und Alter gleicht (Baur 1881).

¹ Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt
Abteilung Waldwachstum
Grätzelstraße 2, 37079 Göttingen
levent.burggraef@nw-fva.de

Grundbeziehung und Höhenbonität bilden auch häufig die Grundlage von Standortleistungsmodellen in der Waldwachstumsmodellierung. Während die klassischen Ertragstafeln als Untergruppe der *phytozentrischen* Standortleistungsmodelle betrachtet werden können, sind moderne Standortleistungsmodelle häufig *geozentrisch* oder *phyto-geozentrisch*. Phytozentrische Modelle bedienen sich lediglich pflanzenbasierten Ziel- und Kovariablen, wie z. B. Alter, Höhe oder Durchmesser auf Einzelbaum- oder Bestandesbasis. Geozentrische Modelle hingegen beziehen statische oder veränderliche Standortvariablen ein, wie z. B. Temperatur, Niederschlag oder nutzbare Feldkapazität (Bontemps und Bouriaud 2013). Dabei lassen sich zwei Modellsätze beobachten, die jeweils auf der Höhenbonität oder der Grundbeziehung basieren. Im ersten Fall wird die Höhenbonität direkt abhängig von Standortvariablen geschätzt (Albert und Schmidt 2010; Brandl u. a. 2018; Bergès u. a. 2005; Sharma, Brunner und Eid 2012). Die zweite Modellgruppe verwendet die Grundbeziehung als Basis des Modells, wobei die Bestandeshöhe als Zielvariable auf Basis des Alters und zusätzlichen Standortvariablen geschätzt wird (Brandl u. a. 2014; Burggraef 2024; Pya und Schmidt 2016; Schick, Albert und Schmidt 2023).

Historisch wurden die Konzepte von Grundbeziehung und Höhenbonität mehrfach erweitert, um neuen Erkenntnissen über die zugrunde liegenden Annahmen Rechnung zu tragen. So basierte die Grundbeziehung zunächst auf der Annahme, dass es einen gleichbleibenden Zusammenhang zwischen der geschätzten Bestandeshöhe und dem Gesamtvolumen eines Bestandes gibt (Eichhorn 1902). Die Annahme war naheliegend, da Bestände zu dieser Zeit kaum durchforstet und nur tote Bäume entnommen wurden. Mit zunehmenden Durchforstungsstärken wurde das Gesamtvolumen des Bestandes durch die Gesamtwachstumsleistung (GWL) ersetzt, um die Vornutzung mit einzubeziehen (Gehrhardt 1923). Die Beziehung zwischen GWL und Bestandeshöhe wird auch als *allgemeines Ertragsniveau* bezeichnet. Später stellte man fest, dass die Beziehung zwischen GWL und Bestandeshöhe standörtlichen Variationen unterliegt. Dies führte zur Entwicklung des Konzeptes des *speziellen Ertragsniveaus*, bei dem die GWL über Bestandeshöhe und Bonität beschrieben wird (Wiedemann 1943). Daran anschließend wurden weitere regionale Variationen der GWL auch bei gegebener Höhe und

Bonität festgestellt, was zur weiteren Untergliederung des speziellen Ertragsniveaus in *oberes*, *mittleres* und *unteres* Ertragsniveau führte (Assmann 1943).

Die Untergliederung des speziellen Ertragsniveaus basiert dabei auf rein empirischen, phytozentrischen Analysen. Die kausalen Zusammenhänge mit regionalen Unterschieden in der Bestandesbegründung, Bewirtschaftung sowie Einflüsse von Klima, Boden und Genetik konnten dabei bisher nicht quantifiziert werden.

Die vorliegenden Analysen zeigen, dass Teile der Variabilität des speziellen Ertragsniveaus teilweise durch klimatische Kovariablen erklärt werden kann. Somit kann eine weitere Differenzierung und Spezialisierung des speziellen Ertragsniveaus erfolgen.

2 Material und Methoden

Als Grundlage der im Folgenden beschriebenen Modellanalysen dienten Aufnahmen auf 210 Fichten-Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) und 765 weiteren Flächen der Forstlichen Versuchs- und Versuchsanstalt Baden-Württemberg (Tabelle 1). Flächen beider Versuchsanstalten wurden im Mittel jeweils vier Mal aufgenommen (mindestens zweimal, maximal 18 mal (Abbildung 1)), was insgesamt 904 Messungen für die Flächen der NW-FVA und 3109 Messungen für die Flächen der FVA-BW ergibt.

Für die Analysen wurden Flächen ausgewählt, deren Kronenschirmfläche für die Fichte anteilig mindestens 80% oder mehr beträgt.

Der erste Schritt zur Analyse des speziellen Ertragsniveaus bestand in der Modellierung des laufenden periodischen Zuwachses IPZ mithilfe einer linearisierten Form der Sloboda-Funktion in der algebraischen Differenzenform (Schönfelder, mündliche Mitteilung, vergl. Sloboda (1972), Sprauer und Schmidt (2016), Gleichung 1). Der IPZ wurde verwendet, da die GWL nicht direkt messbar ist.

Die Modellierung des IPZ erfolgte zunächst für einen Teildatensatz mit $B^{\circ} 0.9$ bis 1.1 durch Anpassen der Sloboda-Funktion mittels Nonlinear Least Squares (NLS) zur standortspezifischen und dichteabhängigen Verallgemeinerung der ersten Modellstufe.

Tabelle 1: Statistiken über 210 Fichten-Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) und 765 Flächen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg (FVA-BW).

	Alter ^a	Alter ^b	Dg ^a [cm ²]	Dg ^b [cm ²]	N/Ha ^a	N/Ha ^b	G ^a [m ² /Ha]	G ^b [m ² /Ha]	V ^a [m ³ /Ha]	V ^b [m ³ /Ha]	Fläche Par- zelle ^a [ha]	Fläche Par- zelle ^b [ha]	IPZ ^a [m ³ /Ha]	IPZ ^b [m ³ /Ha]
Minimum	15	16	8	8	68	57	9,02	5,68	20,38	13,79	0,03	0,02	1,06	0,43
5% Quantil	26	27	12	11	236	316	20,12	21,48	111,51	141,41	0,05	0,1	5,99	5,65
Median	53	56	26	22	718	905	35,2	37,66	340,85	387,56	0,18	0,21	14,9	16,44
95% Quantil	116	106	43	38	2217	2802	50,53	53,24	633,92	701,28	0,3	0,33	27,7	27,77
Maximum	152	182	51	56	3086	4852	61,83	69,87	829,1	1034,77	1,79	1,1	39,41	39,85

^a NW-FVA
^b FVA-BW

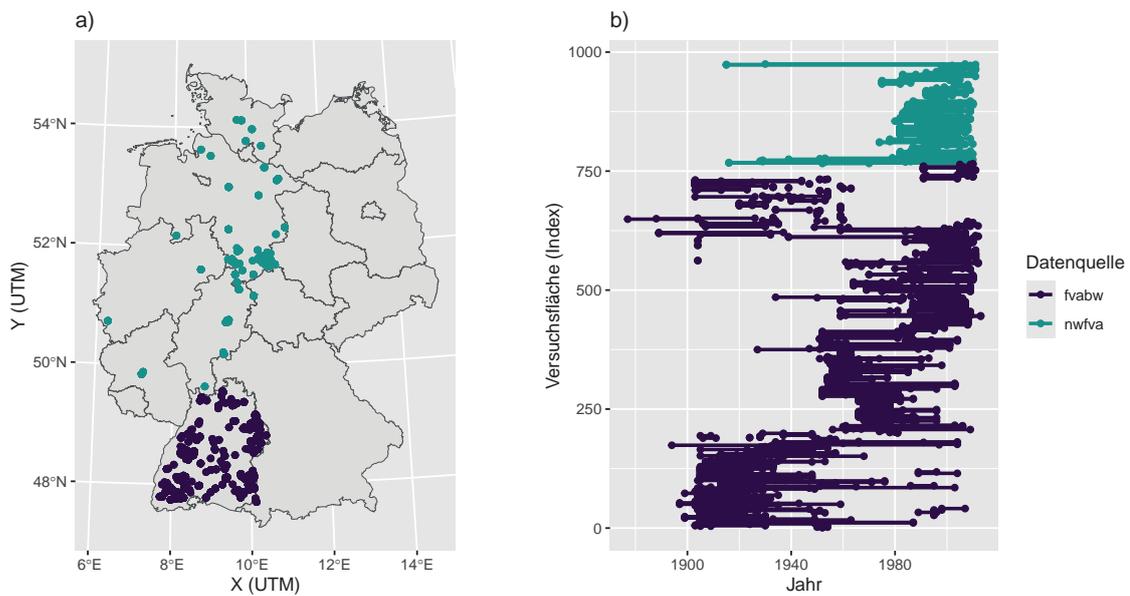


Abbildung 1: a) Karte der Fichten-Versuchsflächen der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) und der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg (FVA-BW). b) Beobachtungszeiträume der Versuchsflächen.

Anschließend wurde der IPZ in einer zweiten Stufe als Generalisiertes Additives Modell (GAM) modelliert, um das Hinzufügen weiterer Kovariableneffekte und Testen auf nichtlineare Verläufe zu ermöglichen.

Bei der Beschreibung als GAM wurde zunächst die Aufteilung der NLS-Vorhersage in zwei Terme x_1 und x_2 im Anhalt an die Ausgangsfunktion verwendet (Gleichung 3). Desweiteren wurde auch die Verwendung des vorhergesagten IPZ als einzelner Term x auf die Eignung zur klimasensitiven IPZ-Modellierung überprüft.

Der jeweilige Kovariableneffekt wurde als penalisiertes Regressionsspline mit Thin-Plate Basis (im Folgenden Spline genannt) beschrieben (Wood 2017). Der Wert des Splines für die jeweilige Kovariablen-Ausprägung wurde je nach Mo-

dellbeschreibung entweder auf die NLS-basierten Terme multipliziert (Gleichungen 2a, 2b) oder addiert (Gleichung 2c).

Die Splines wurden anschließend visuell überprüft. Zum einen wurden dazu die Effektverläufe über der jeweiligen Kovariablen untersucht. Zum anderen wurden IPZ-Kurven für verschiedene Kovariablenausprägungen geplottet, um die Sensitivität des IPZ auf den jeweiligen Effekt zu beurteilen.

Aufgrund der Dichteabhängigkeit des IPZ wurde zunächst ein Effekt für den Bestockungsgrad B° zum Modell hinzugefügt (siehe Abbildung 2 für die Verteilung in den Ausgangsdaten). Anschließend wurden Effekte für Temperatur- und Niederschlagssummen für die Vegetationsperiode (T , P) (Nuske 2017) überprüft. Jahresspezifische Retrodiktionen auf Basis von DWD-Daten lagen

für T und P als Raster mit Auflösung 50×50 m für T und 100×100 m für P vor. Die Werte wurden für jede Versuchsfläche über dem Alter zum Beobachtungszeitpunkt gemittelt.

$$lPZ = \frac{\beta_1 H}{\text{Alter}^{\beta_2}} - \frac{\beta_3 H}{\text{Alter}^{\beta_2}} - \ln H \quad (1)$$

Mit:

- IPZ : laufender periodischer Zuwachs in m^3 / Ha
- H : dominante Höhe (z. B. H_{100}) in m
- Alter : Alter in Jahren
- β : Koeffizienten

lPZ

$$= f_{11}(kv_1)x_1 + f_{12}(kv_1)x_2 + f_{21}(kv_2)x_1 + f_{22}(kv_2)x_2 + \dots + f_{n1}(kv_n)x_1 + f_{n2}(kv_n)x_2 \quad (2a)$$

$$lpz = f_1(kv_1)x + f_2(kv_2)x + \dots + f_n(kv_n)x \quad (2b)$$

$$lpz = x + f_1(kv_1) + f_2(kv_2) + \dots + f_n(kv_n) \quad (2c)$$

Mit:

- x_1 : Vorschätzung $\frac{H_{100}}{\text{Alter}^{\beta_2}}$ aus NLS-Schätzung
- x_2 : Vorschätzung $\frac{H_{100}}{\text{Alter}^{\beta_2}} \ln(H_{100})$ aus NLS-Schätzung
- x : Vorhersage IPZ aus NLS-Schätzung
- $f(\cdot)$: nichtlinearer Funktionsterm (penalisierter Regressions-Spline mit Thin-Plate Basis)
- kv : Kovariable für Dichte und/oder Klima (B°, T, P)

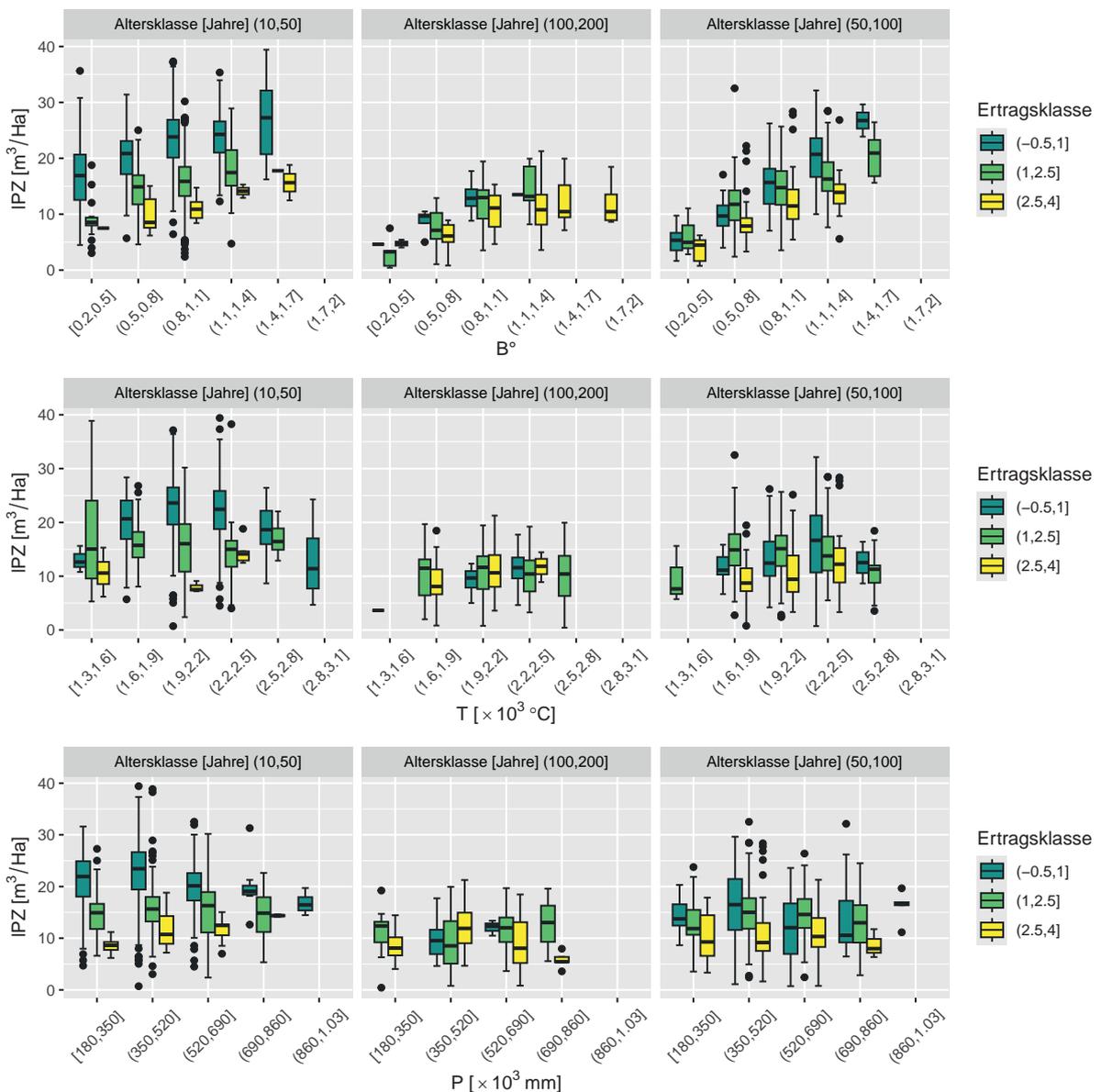


Abbildung 2: Laufender periodischer Zuwachs (IPZ) der Fichte über steigendem klassifizierten Bestockungsgrad B° sowie klassifizierte Temperatur- (T) und Niederschlagssummen (P) in der Vegetationsperiode für drei Altersklassen. Die Boxplots sind jeweils nach Gruppen von Ertragsklassen unterteilt.

3 Ergebnisse

Die NLS-Schätzung der Sloboda-Funktion für die Fichte ergab hohe Signifikanzen für alle drei Koeffizienten (p -Wert $< 1 \cdot 10^{-15}$) mit einer Residuen-Standardabweichung (Standardfehler) von $5.271 \text{ m}^3/\text{Ha}$ (Gleichung 3). Durch die in der zweiten Stufe verwendeten GAMs stellt der Standardfehler ein besseres Maß für die Modellgüte dar als r^2 oder Explained Deviance, die zwischen den Modellarchitekturen nicht zu vergleichen sind.

$$LPZ = \frac{48.71471H100}{Alter^{0.96353}} - \frac{5.09490H100}{Alter^{0.96353}} - \ln H100 \quad (3)$$

$$LPZ = f_1(B^\circ)x_1 + f_2(B^\circ)x_2 \quad (4a)$$

$$LPZ = f_1(B^\circ)x \quad (4b)$$

$$LPZ = -1.47791 + 1.00138x + f_1(B^\circ) \quad (4c)$$

$$LPZ = -2.0080 + 1.0321x + f_1(B^\circ) + f_2(T) + f_3(P) \quad (5)$$

Mit (vergl. Gleichung 3):

- $x_1 = H \frac{100}{Alter^{0.96353}}$
- $x_2 = H \frac{100}{Alter^{0.96353}} \ln H100$
- x : Vorhersage IPZ aus NLS-Schätzung

Die drei unterschiedlichen Modellbeschreibungen, welche B° als zusätzliche Kovariable enthielten, wiesen jeweils Standardfehler von $4.246 \text{ m}^3/\text{Ha}$, $4.368 \text{ m}^3/\text{Ha}$ und $4.318 \text{ m}^3/\text{Ha}$ auf (Gleichung 4a - Gleichung 4c). Dies stellt eine Verbesserung von $1.025 \text{ m}^3/\text{Ha}$, $0.903 \text{ m}^3/\text{Ha}$ bzw. $0.953 \text{ m}^3/\text{Ha}$ im Vergleich zum NLS dar.

Die Effekte des B° auf die aus dem NLS geschätzten Modellterme unterschieden sich stark zwischen den Modellbeschreibungen. Bei der Multiplikation zweier getrennter Effekte auf zwei Modellterme ergaben sich beim Effekt auf x_1 etwas breitere Konfidenzintervalle als beim Effekt auf x_2 (Gleichung 4a, Abbildung 3a.1, a.2). Die Effektverläufe waren dabei gegenläufig und ökologisch nicht interpretierbar. Wurde ein Effekt auf einen einzelnen Term x aufmultipliziert oder zu ihm addiert zeigte sich jeweils ein plausibler, positiver

Effekt mit steigendem B° (Gleichungen 4b, 4c Abbildung 3b, c). Bei der multiplikativen Modellbeschreibung ergab sich ein monoton steigender, asymptotischer Effekt. Bei der additiven Modellbeschreibung zeigte sich ebenfalls ein plausibler, annähernd asymptotischer, bei extrem hohem B° leicht absinkender Effekt. Bei der additiven Modellbeschreibung ist der Effekt als Verschiebung der IPZ-Kurve entlang der Y-Achse interpretierbar. Die Residuenabweichung sank bei allen drei Modellen leicht mit dem IPZ, die Residuenverteilung insgesamt war aber weitgehend verzerrungsfrei (Abbildung 4).

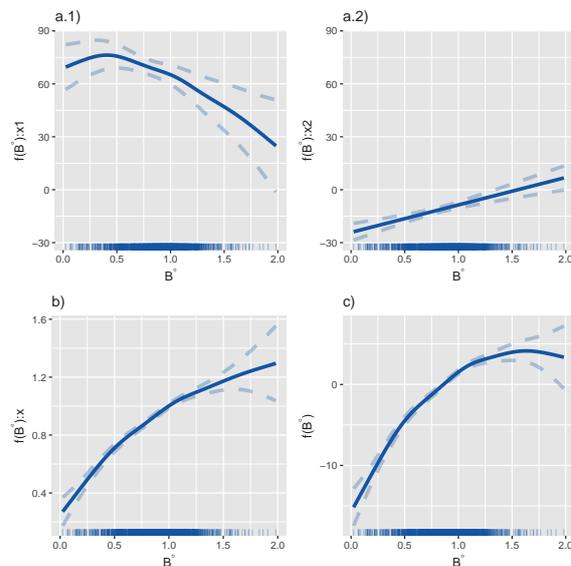


Abbildung 3: Effekte (Splines) des Bestockungsgrades B° auf die Terme x_1 und x_2 (a.1 und a.2, Gleichung 4a) bzw. auf x (b und c, Gleichungen 4b und 4c).

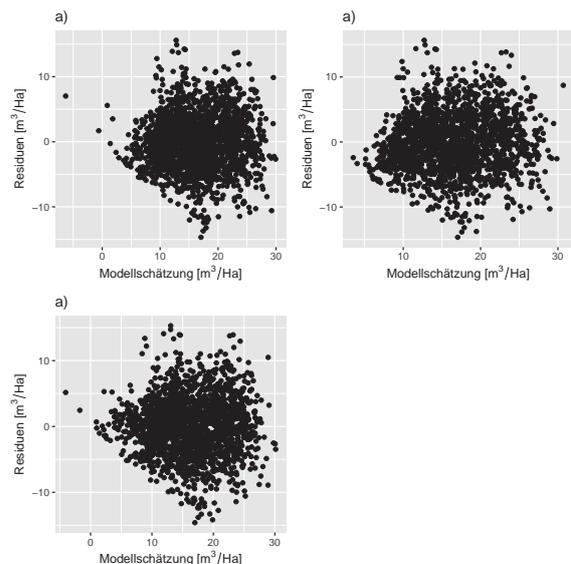


Abbildung 4: Residuen über gefitteten Werten für die drei Bestockungsgrad (B°)-basierten Modelle (Abbildungen a-c entsprechen Gleichungen 4a - 4c).

Lage und Verlauf der resultierenden IPZ-Kurven in Abhängigkeit der Kovariableneffekte zeigten ebenfalls deutliche Unterschiede zwischen den drei Modellbeschreibungen. Für die Analysen wurde jeweils eine Kovariable variiert, während die anderen Kovariablen auf den Mittelwert gesetzt wurden. Beim multiplikativen Modell mit zwei Termen x_1 und x_2 zeigten sich zum einen deutliche Überschneidungen der IPZ-Kurven, sowie im negativen IPZ-Bereich liegende Werte bei extrem niedrigen B° (Gleichung 4a, Abbildung 5a). Beim multiplikativen Modell mit einem Term x gab es weder Überschneidungen noch negative IPZ-Werte (Gleichung 4b, Abbildung 5b). Beim additiven Modell waren negative IPZ-Werte, aber keine Überschneidungen der Kurven zu beobachten (Gleichung 4c, Abbildung 5c).

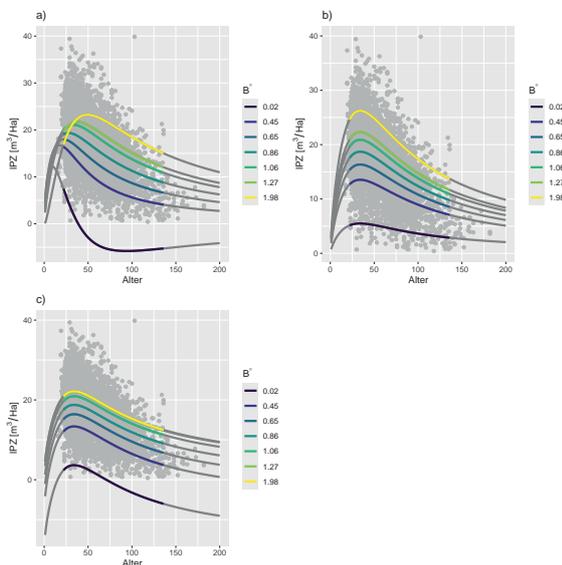


Abbildung 5: Kurven für den laufenden periodischen Zuwachs IPZ, basierend auf den drei Bestockungsgrad (B°)-basierten Modellen mit variierendem B° (Gleichungen 4a - 4c). Farbige Liniensegmente zeigen den zugrundeliegenden Alters-Datenbereich an, während ausgegraute Linien den Extrapolationsbereich anzeigen. Graue Punkte bezeichnen die Messwerte. Die extremen Werte ($B^\circ=0.02$ und $B^\circ=1.98$) zeigen Minimum und Maximum des B° -Datenbereiches an und dienen der Beurteilung des Verhaltens der Kurven im Extrapolationsbereich. Die restlichen Werte stellen äquidistante Schritte zwischen dem 5% und 95% Quantil dar.

Das multiplikative Modell mit zwei Termen x_1 und x_2 wies neben negativen Zuwächsen auch das Problem auf, dass das Hinzufügen weiterer Kovariableneffekte aufgrund der doppelten Einbeziehung jeder Kovariablen zu fehlenden Signifikanzen führte (vergl. Gleichung 2a). Zwar erschien das multiplikative Modell mit einem Term x aufgrund der ausschließlich positiven Vorhersagewerte und sich nicht überschneidenden Kurven

als das sinnvollste Modell für die weiteren Analysen (Gleichung 4b, Abbildungen 3b, 5b). Allerdings zeigte dieses Modell beim Hinzufügen weiterer Kovariableneffekte für T und P extrem breite Konfidenzintervalle (Abbildung 6).

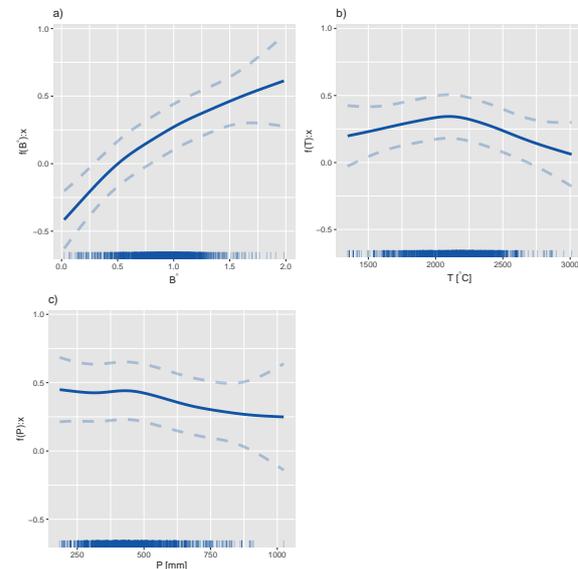


Abbildung 6: Effekte von Bestockungsgrad B° (a), sowie Temperatursumme (T , b) und Niederschlagssumme (P , c) während der Vegetationsperiode auf Niveau und Steigung der Zuwachskurven, basierend auf dem Multiplikativen Modell mit einem Term (Gleichung 4b).

Daher wurden auf Basis des additiven Modells Kovariableneffekte für T und P hinzugefügt. Der Standardfehler reduzierte sich dadurch auf 4.170 m^3/ha , also um 0.148 m^3/ha gegenüber dem B° -basierten, additiven Modell. Dabei folgte der Effekt für den B° weiterhin einem annähernd symptotischen Verlauf, mit einem geringeren Absinken bei extrem hohem B° (Abbildung 7, vergl. Abbildung 3c). Die Zuwachskurven verschoben sich entsprechend mit steigendem B° nach oben. T zeigte einen parabolischen Verlauf mit einem leichten Anstieg bis zu einem Maximum bei ca 2200 $^\circ C$ und einem folgenden starken Abfall (Abbildung 8). Infolgedessen verschoben sich die Zuwachskurven unter 2200 $^\circ C$ mit steigender T hin zu höheren Zuwachswerten, darüber zu niedrigeren. P zeigte einen nahezu konstanten Verlauf nahe an 0 bis zu einem Wert von ca 500 mm und einem abnehmenden Trend darüber hinaus (Abbildung 9). Infolgedessen verschob sich das Niveau der Zuwachskurve bis zu 500 mm kaum und sank danach stark ab. Auf Basis des IPZ wurden auch Sensitivitätsgrafiken mit GWL- und dGZ-Kurven zur Darstellung der Effekte auf das spezielle Ertragsniveaus erzeugt (Abbildung 10).

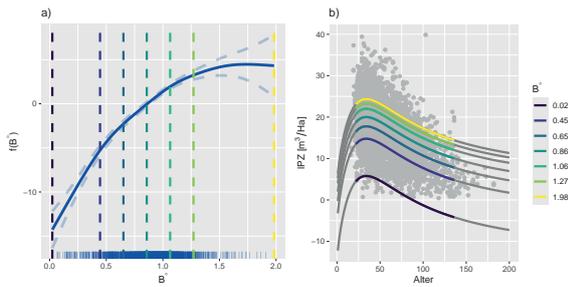


Abbildung 7: Effekte des Bestockungsgrades B° (a), auf das Niveau der Zuwachskurven (b). Für die Vorhersage der Zuwachskurvenfächer wurden Minimum und Maximum der jeweiligen Kovariablen, sowie äquidistante Werte vom 5% bis zum 95%-Quantil verwendet. Diese sind auch farblich durch die senkrechten, gestrichelten Linien in den Effektgrafiken abgetragen. Die jeweils anderen beiden Kovariablen wurden auf den Mittelwert gesetzt. Farbige Liniensegmente in den Zuwachskurven zeigen den abgedeckten Datenbereich an, während dunkelgraue Liniensegmente den Extrapolationsbereich anzeigen. Hellgraue Punkte im Hintergrund zeigen die Messdaten an.

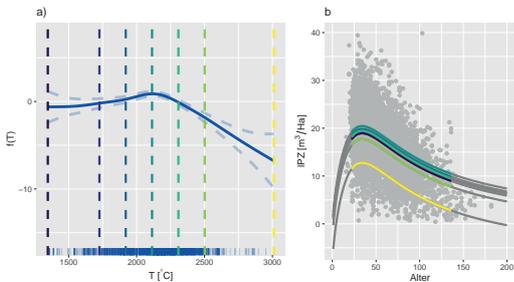


Abbildung 8: Effekte der Temperatursumme für die Vegetationsperiode T (a) auf das Niveau der Zuwachskurven (b). Siehe Abbildung 7 für Details.

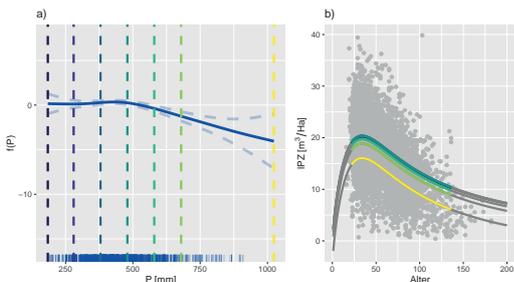


Abbildung 9: Effekte der Niederschlagssumme für die Vegetationsperiode P (a) auf das Niveau der Zuwachskurven (b). Siehe Abbildung 7 für Details.

4 Diskussion

Die beschriebenen Analysen dienen zur Überprüfung der Hypothese, dass das spezielle Ertragsniveau auf Basis von Klimakovariablen weiter differenziert werden kann. Vor der Anpassung eines klimasensitiven Modells wurden verschiedene Modellbeschreibungen getestet, basierend auf einer Ableitung der algebraischen Differenzenform der Sloboda-Funktion (Sloboda, 1972, Sprauer und Schmidt, 2016) (Gleichung 1). Diese

wurde zunächst mittels Non Linear Least Squares (NLS) angepasst und in einem zweiten Schritt der Kovariableneffekt hinzugefügt. Der Kovariableneffekt für den Bestockungsgrad B° führte dabei bei allen Modellformulierungen zu einer Verschiebung der Zuwachskurve hin zu höheren Zuwachswerten. In den zugrundeliegenden Daten ist bei schlechteren Bonitäten (Ertragsklassen II.5-IV) ein Absinken des Zuwachses mit B° über 1.4 zu erkennen (Abbildung 2). Hier deutet sich der Effekt einer Überschreitung der optimalen Grundflächenhaltung an (Assmann 1954; Assmann 1968). Die Beobachtung, dass die Fichte über einem B° von 1 bei schlechten Bonitäten leicht von einer Dichtereduktion zu profitieren scheint, deckt sich außerdem mit Forschungsergebnissen zum Site Density Index (SDI) (Pretzsch 2005). Die Beobachtung basiert allerdings auf nur vier Versuchsflächen und hat keinen sichtbaren Einfluss auf den Kovariableneffekt (Abbildung 3).

Im Vergleich der Modellbeschreibungen zeigte sich, dass multiplikative Ansätze (Gleichungen 4a, 4b), bei denen Kovariableneffekte auf die Terme der Wachstumsfunktion aufmultipliziert wurden, zu sehr breiten Konfidenzintervallen führten (Abbildung 6). Das Problem wird derzeit noch analysiert. Ein weiterer Nachteil des multiplikativen Ansatzes mit zwei Termen ist, dass die Effekte auf die beiden Terme (Gleichung 4a) visuell bzw. ökologisch nicht zu interpretieren sind. Beim Ansatz mit einem Term ist die Interpretation einfacher: beim multiplikativen Ansatz mit zwei Termen wirkt der Kovariableneffekt auf Niveau und Form der Zuwachskurve. Beim additiven Ansatz lediglich auf das Niveau. In den Sensitivitätsanalysen zeigte sich, dass die erste multiplikative Modellbeschreibung mit zwei Termen, besonders im Extrapolationsbereich, zu sich überschneidenden Kurven führt (Abbildung 5). Ansätze mit nur einem Term ergaben keine Überschneidungen. Dies ist wahrscheinlich dadurch zu Begründen, dass sich der grundsätzliche Kurvenverlauf durch die Fixierung in einem vorge-schätzten Zuwachswert nicht mehr ändert. Der multiplikative Ansatz mit einem Term scheint einen deutlichen Vorteil gegenüber dem additiven Ansatz zu haben: durch die höhere Flexibilität der Kurvenform gibt es bei extrem niedrigen B° keine Zuwächse im negativen Bereich. Außerdem sind polymorphe Fächer, bei denen jede Kurve eine eigene Form haben kann, prinzipiell wünschenswert, da sie unterschiedliche Verläufe für ver-

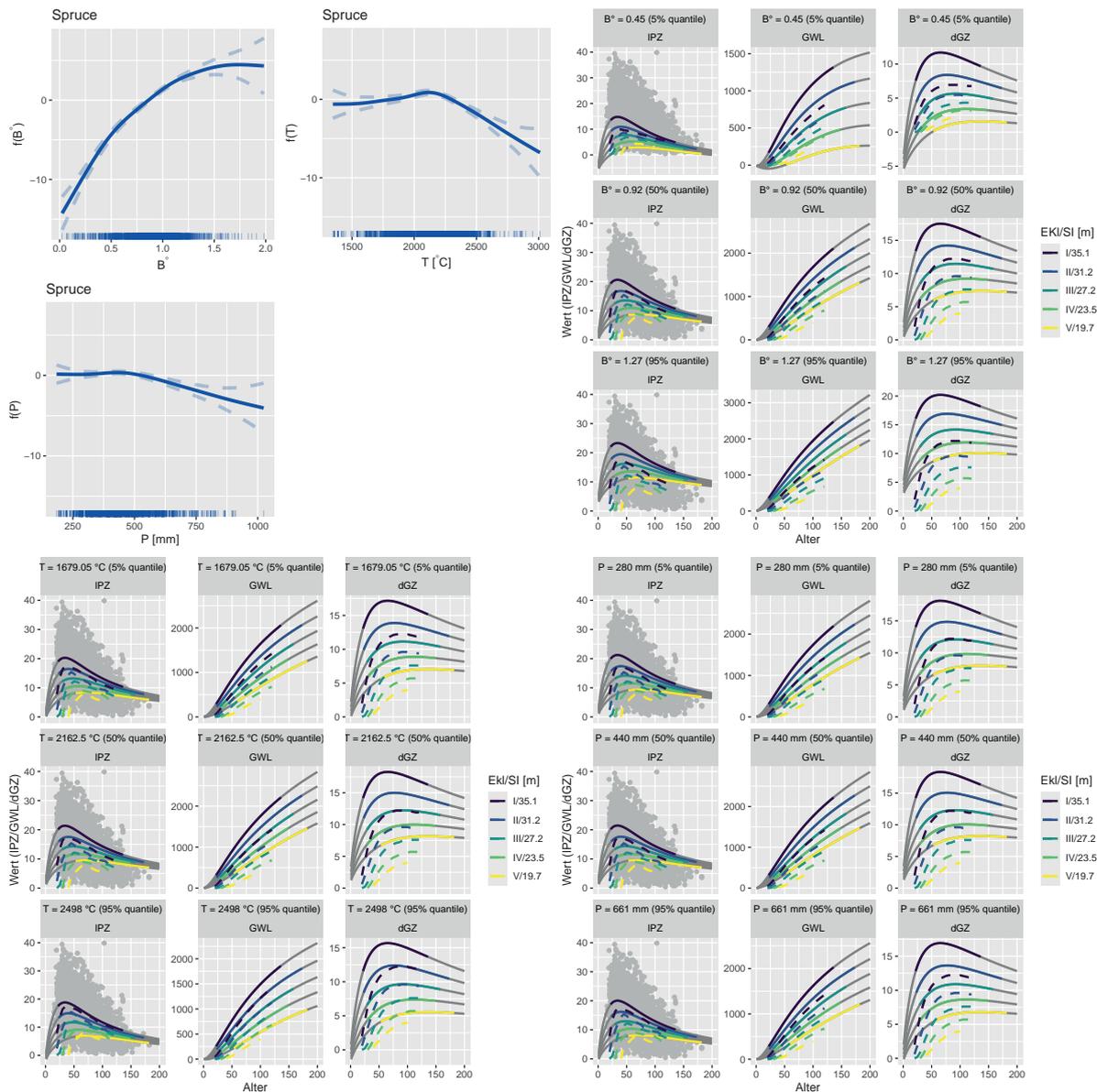


Abbildung 10: Effekte von Bestockungsgrad B° und Temperatur- sowie Niederschlagssumme für die Vegetationsperiode (T , P) auf IPZ, GWL und dGZ für das finale klimasensitive Modell für die Fichte (Gleichung 5). Die GWL wurde als kumulative Summe des IPZ berechnet, der dGZ als $GWL/Alter$. Die Kurven sind jeweils für die Ertragsklassen I-V dargestellt, wobei die H100 aus der Ertragstafel für mäßige Durchforstung (Wiedemann 1942) in das Modell eingesteuert wurde. Die Fächer wurden jeweils für das 5%, 50% und 95% Quantil der jeweiligen Kovariable modelliert. Die jeweils andere klimatische Kovariable wurde auf den Mittelwert gesetzt, der B° auf 1. Die Ertragstafelwerte für Abbildung b) wurden mit Reduktionsfaktoren korrigiert, die den Bestockungsgraden für die Modellwerte entsprechen (Kramer und Akça 2008). Farbige Liniensegmente in den Zuwachskurven zeigen den abgedeckten Alters-Datenbereich an, während dunkelgraue Liniensegmente den Extrapolationsbereich anzeigen. Gestrichelte Linien zeigen die Ertragstafelwerte. Hellgraue Punkte im Hintergrund zeigen die Messdaten an.

schiedene Bonitäten zulassen (vergl. Staupendahl 2023; Cieszewski und Bailey 2000)]. Dies erlaubt wiederum unterschiedliche Kulminationszeitpunkte, die biologisch plausibler sind. Beim additiven Ansatz kann nur die fixierte Kurve vertikal verschoben werden, was, bezogen auf den Kovariableneffekt, einen anamorphen Fächer ergibt, wodurch einzelne Kurven teilweise im negativen Bereich zu liegen kommen. Dem kann im vorliegenden Fall jedoch durch eine einfache

Kappung der Kurve entgegen gewirkt werden, wodurch sich der Kurvenursprung bei extrem ungünstigen Kovariablenwerten bzw schlechten Bonitäten zu höheren Altern verschieben würde. Dies entspricht den Kurvenverläufen der klassischen Ertragstafeln. Gleichzeitig ist die Polymorphie aber noch durch eine eingesteuerte, veränderliche H100 bei unterschiedlichen Bonitäten gegeben (Abbildung 10).

Aufgrund der extrem breiten Konfidenzintervalle wurde letztendlich der additive Ansatz (Gleichung 4c) für das finale klimasensitive Modell ausgewählt. Dabei wurden zusätzlich zum B° Kovariableneffekte für Temperatur- und Niederschlagssumme für die Vegetationsperiode (T, P) hinzugefügt (Gleichung 3).

Der Effekt des B° zeigte dabei wie beim rein B° -abhängigen Modell einen annähernd asymptotischen Verlauf mit einer geringer werdenden Verschiebung der Zuwachskurve nach oben mit steigendem B° wie oben beschrieben. Im Vergleich zu T und P zeigte der B° die meiste Erklärungskraft, was an der deutlich stärkeren Amplitude der Verschiebungen der Zuwachskurven ersichtlich ist (Abbildungen 7, 9).

T zeigte einen annähernd parabolischen Verlauf. Dies entspricht der Erwartung eines Temperaturoptimums, in dem die Wuchsbedingungen für die Fichte optimal sind. Allerdings ist dabei zu beachten, dass die Kovariableneffekte nicht direkt auf die Zuwächse wirken, sondern auf Zuwächse bei einer vorgegebenen Bonität. Es kann also festgestellt werden, dass es eine temperaturabhängige Variation des Volumens bei gegebener Höhenbonität gibt. In der Datengrundlage (Abbildung 2) zeigte sich der parabolische Verlauf bei guten und mittleren Bonitäten, während es bei schlechten Bonitäten vor allem im heißen Bereich an Daten fehlt.

Mit den vorliegenden Analysen haben wir gezeigt, dass das spezielle Ertragsniveau nach Assmann durch Klima-Kovariablen weiter spezifiziert werden kann. Das Konzept des untergliederten speziellen Ertragsniveaus besagt, dass auch bei einer gegebenen Höhenbonität regionale Unterschiede in der Beziehung zwischen Wuchsleistung und Bestandeshöhe zu erwarten sind. Die vorliegende Studie befürwortet die Hypothese einer deutlichen Auswirkung des Klimas auf die Unterschiede zwischen den Wuchsleistungen von Beständen der selben Bonität. Die gezeigten Modelle stellen einen Proof of Concept dar, der durch eine Erweiterung der Datengrundlage und der Einbeziehung von Witterungsdaten in der zeitlichen Auflösung der IPZ-Werte verbessert werden soll. Zudem sollen auch Kovariableneffekte für Stickstoff sowie Kovariableneffekte für Wasser- und Nährstoffversorgung aus der Standortkartierung mit einbezogen werden.

Die Analysen erfolgten im Rahmen des Projektes Produktivitätsvergleich von Fichte, Kiefer und

Douglasie entlang eines großräumigen, deutschlandweiten Standortgradienten (ProFiKiD) an der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt. Das Projekt wird gefördert durch das Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft (BMEL, Förderkennzeichen: 2221NR008B) und erfolgt in Kooperation mit der Forstlichen Forschungs- und Versuchsanstalt Baden-Württemberg.

5 Literatur

- Ahne, Petra. 2024. Voreilig eingeplante Bäume. Frankfurter Allgemeine Zeitung (8. Oktober). <https://www.faz.net/aktuell/feuilleton/bundeswaldinventur-warum-der-wald-keine-co2-senke-mehr-ist-110034171.html> (zugegriffen: 14. Oktober 2024).
- Albert, M und M Schmidt. 2010. Climate-Sensitive Modelling of Site-Productivity Relationships for Norway Spruce (*Picea Abies* (L.) Karst.) and Common Beech (*Fagus Sylvatica* L.). *Forest Ecology and Management* 259, Nr. 4: 739-749.
- Assmann, Ernst. 1943. Untersuchungen über die Höhenkurven von Fichtenbeständen. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, Nr. 119: 77–88, 105–123, 133–151.
- . 1954. Grundflächenhaltung und Zuwachsleistung Bayerischer Fichten-Durchforstungsreihen. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 73, Nr. 9: 257–271.
- . 1968. Zur Theorie der Grundflächenhaltung. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 87, Nr. 1: 321–330. ---. 1975. Systems of determination of site class and yield forecasts. *Communications of the Federal Forest Research Institute, Vienna* 1: 40.
- Baur, Franz. 1881. Die Rothbuche in Bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form: unter Zugrundlegung der an der Kgl. Württemberg'schen Forstlichen Versuchsanstalt angestellten Untersuchungen bearbeitet. P. Parey.
- Bergès, Laurent, Richard Chevalier, Yann Dumas, Alain Franc und Jean-Michel Gilbert. 2005. Sessile oak (*Quercus petraea* Liebl.) site index variations in relation to climate, topography and soil in even-aged high-forest stands in northern France. *Annals of Forest Science* 62, Nr. 5: 391–402.
- Bontemps, Jean-Daniel und Olivier Bouriaud. 2013. Predictive Approaches to Forest Site Productivity: Recent Trends, Challenges and Future Perspectives. *Forestry* 87, Nr. 1: 109–128.
- Brandl, Susanne, Wolfgang Falk, Hans-Joachim Klemmt, Georg Stricker, Andreas Bender, Thomas Rötzer und Hans Pretzsch. 2014. Possibilities and Limitations of Spatially Explicit Site Index Modelling for Spruce Based on National Forest Inventory Data and Digital Maps of Soil and Climate in Bavaria (SE Germany). *Forests* 5, Nr. 11: 2626–2646.
- Brandl, Susanne, Tobias Mette, Wolfgang Falk, Patrick Vallet, Thomas Rötzer und Hans Pretzsch. 2018.

- Static Site Indices from Different National Forest Inventories: Harmonization and Prediction from Site Conditions. *Annals of Forest Science* 75, Nr. 2: 56.
- Burggraef, Levent Sebastian. 2024. Sensitivity of phyto-geocentric site productivity models to spatial extent and climate data aggregation – Dissertation to attain the doctoral degree Dr. forest of the Faculty of Forest Sciences and Forest Ecology, Georg-August-Universität Göttingen. eDiss Office, Göttingen State and University Library.
- Cieszewski, Chris J und RL Bailey. 2000. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. *Forest Science* 46, Nr. 1: 116–126.
- Cotta, Heinrich. 1821. Hülftafeln für Forstwirte und Forsttaxatoren. Arnoldische Buchhandlung, Dresden.
- Eichhorn, Fritz. 1902. Ertragstafeln für die Weißtanne. Springer, Berlin Heidelberg.
- FNR. 2024. FNR Pressemitteilung: Bundeswaldinventur: Deutscher Wald durch Klimakrise erheblich geschädigt. Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e.v. (FNR), 8. Oktober. <https://news.fnr.de/fnrpressemittteilung/bundeswaldinventur-deutscher-wald-durch-klimakrise-erheblich-geschaedigt> (zugegriffen: 14. Oktober 2024).
- Gehrhardt, Ernst. 1923. Ertragstafeln für Eiche, Buche, Tanne, Fichte und Kiefer. J. Springer.
- Kramer, Horst und Alparslan Akça. 2008. Leitfaden Zur Waldmesslehre. Frankfurt a.M.: Sauerländer.
- Nuske, Robert. 2017. vegperiod: determine thermal vegetation periods [software]. Zenodo. doi:<https://doi.org/10.5281/zenodo.7272438>.
- Paulsen, Johann Christian. 1795. Kurze praktische Anleitung zum Forstwesen. Verfasset von einem Forstmanne. Zu haben bey dem Herausgeber, Detmold.
- Pretzsch, Hans. 2005. Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.): evidence from long-term experimental plots. *European Journal of Forest Research* 124: 193–205.
- Pya, Natalya und Matthias Schmidt. 2016. Incorporating Shape Constraints in Generalized Additive Modelling of the Height-Diameter Relationship for Norway Spruce. *Forest Ecosystems* 3, Nr. 1: 1–14. doi:[10.1186/s40663-016-0061-z](https://doi.org/10.1186/s40663-016-0061-z).
- Schick, Jan, Matthias Albert und Matthias Schmidt. 2023. A new approach for modeling stand height development of German forests under climate change. *Frontiers in Forests and Global Change*.
- Sharma, Ram P., Andreas Brunner und Tron Eid. 2012. Site Index Prediction from Site and Climate Variables for Norway Spruce and Scots Pine in Norway. *Scandinavian Journal of Forest Research* 27, Nr. 7 (Oktober): 619–636. doi:[10.1080/02827581.2012.685749](https://doi.org/10.1080/02827581.2012.685749).
- Skovsgaard, J. P. und J. K. Vanclay. 2008. Forest Site Productivity: A Review of the Evolution of Dendrometric Concepts for Even-Aged Stands. *Forestry* 81, Nr. 1 (Januar): 13–31. doi:[10.1093/forestry/cpm041](https://doi.org/10.1093/forestry/cpm041).
- Sloboda, Branislav. 1972. Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Baden-Württembergische Forstl. Versuchs- und Forschungsanst.
- Sprauer, Susanne und Matthias Schmidt. 2016. Modellierung des Durchmesserzuwachses von Fichten in Nordwest-Deutschland: ein Vergleich von Modellen auf Basis der Sloboda-Funktion und „empirischen“ Modellen. Tagungsband der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA: 81–88.
- Staupendahl, Kai. 2023. et. bon: Ein R-Package zur Bonitierung anhand funktionalisierter Bestandeshöhenfächer ausgewählter Ertragstafeln. Tagungsband der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA: 116–121.
- Wiedemann, E. 1939. Untersuchungen der Preußischen Versuchsanstalt über Ertragstafelfragen. Sonderdruck aus „Mitteilungen aus Forstwissenschaft u. Forstwirtschaft“. Herausgegeben von Preußischen Landesforstverwaltung. Schaper Verlag Hannover.
- . 1942. Ertragstafel Fichte – mäßige Durchforstung. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten.
- . 1943. Kiefern-Ertragstafel für mäßige Durchforstung, starke Durchforstung und Lichtung. Die Kiefer, 1948, Verlag M & H Schaper, Hannover: 337 pp.
- Wood, S. N. 2017. Generalized Additive Models: An Introduction with R. 2. Aufl. Chapman; Hall/CRC.