

Reihe KLIMOPASS-Berichte

Projektnr.: 4500308056/23

Erhöhung struktureller Diversität
als mögliches Instrument zur Klimaanpassung:
Einfluss auf das Zuwachsverhalten in
Bergmischwäldern

von A. Albrecht, A. Dănescu

Finanziert mit Mitteln des Ministeriums für Umwelt, Klima und
Energiewirtschaft Baden-Württemberg

April 2015

KLIMOPASS

– Klimawandel und modellhafte Anpassung in Baden-Württemberg



Baden-Württemberg

MINISTERIUM FÜR UMWELT, KLIMA UND ENERGIEWIRTSCHAFT

HERAUSGEBER	LUBW Landesanstalt für Umwelt, Messungen und Naturschutz Baden-Württemberg Postfach 100163, 76231 Karlsruhe
KONTAKT KLIMOPASS	Dr. Kai Höpker, Referat Medienübergreifende Umweltbeobachtung, Klimawandel; Tel.:0721/56001465, Kai.Hoepker@lubw.bwl.de
FINANZIERUNG	Ministerium für Umwelt, Klima und Energiewirtschaft Baden-Württemberg - Programm Klimawandel und modellhafte Anpassung in Baden-Württemberg (KLIMOPASS)
BEARBEITUNG UND VERANTWORTLICH FÜR DEN INHALT	Dr. Axel Albrecht und M. Sc. Adrian Dănescu, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg
BEZUG	http://www.fachdokumente.lubw.baden-wuerttemberg.de/servlet/is/91063/ ID Umweltbeobachtung U82-W03-N16
STAND	April 2015, Internetausgabe Oktober 2016

Verantwortlich für den Inhalt sind die Autorinnen und Autoren. Der Herausgeber übernimmt keine Gewähr für die Richtigkeit, die Genauigkeit und Vollständigkeit der Angaben sowie für die Beachtung privater Rechte Dritter. Die in den Beiträgen geäußerten Ansichten und Meinungen müssen nicht mit denen des Herausgebers übereinstimmen.

Nachdruck für kommerzielle Zwecke - auch auszugsweise - ist nur mit Zustimmung der LUBW unter Quellenangabe und Überlassung von Belegexemplaren gestattet.

Inhaltsverzeichnis

1	KURZZUSAMMENFASSUNG	5
2	AUSFÜHRLICHER ABSCHLUSSBERICHT	7
2.1	Themenkontext und Zielsetzung	7
2.2	Untersuchungsdaten	7
2.2.1	Lage und Beschreibung der Bestände	7
2.2.2	Ergänzende Datenerhebungen	10
2.3	Datenaufbereitung	11
2.3.1	Die Antwortvariablen auf Baum- und Bestandesebene	12
2.3.2	Erklärende Variablen	13
2.4	Modellentwicklung	16
2.4.1	Kollinearität	16
2.4.2	Transformation der Antwortvariablen	17
2.4.3	Statistischer Ansatz zur Berücksichtigung der Hierarchischen Datenstruktur	18
2.4.4	Heteroskedastizität und Autokorrelation	18
2.4.5	Modellevaluierung	19
2.5	Ergebnisse	20
2.5.1	Modellanpassung	20
2.5.2	Diversitätsindices	22
2.5.3	Modellevaluierung	24
2.6	Diskussion	25
2.6.1	Diversität und Produktivität	25
2.6.2	Bedeutung unter Klimawandel	26
2.7	Bedeutung und Nutzen der Ergebnisse für das Land Baden-Württemberg	26
2.8	Literatur	26

1 Kurzzusammenfassung

Zeitlicher Ablauf

Der im Folgenden vorgestellte Abschlussbericht beinhaltet gemäß der erweiterten Projektskizze § 1 vom 13.12.2013 eine Darstellung der durchgeführten Arbeitsschritte. In folgender Tabelle wird die Einhaltung des Zeitplans übersichtlich dargestellt. Im vierten Quartal 2014 wurde aufgrund von Verzögerungen bei der Projektbearbeitung eine kostenneutrale Verlängerung der Projektlaufzeit um 4 Monate bis Ende April 2015 beantragt und durch die LUBW genehmigt. Der Arbeitsplan wurde damit zeitlich leicht modifiziert eingehalten.

		2013			2014												2015			
		Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jan	Feb	Mrz	Apr
ergänzende Datenerhebungen																				
Dateneingabe																				
Datenaufbereitung	Einzelbaumdaten abfragen																			
	Klimavariablen anfügen																			
	Geographische Variablen zusammenstellen und anfügen																			
Datenbearbeitung	Berechnung Diversitätsindices																			
	Statistische Modellierung																			
Zwischenbericht																				
Auswertung und Interpretation der Ergebnisse																				
Dokumentation	Abschlussbericht gemäß KLIMOPASS-Layoutvorgaben																			
	Verwendungsnachweis Gesamtdauer																			

Finanzielle Abwicklung

Es wurde separat ein Verwendungsnachweis für die Gesamtlaufzeit des Projekts erstellt, der alle Kosten und Ausgaben zusammenfasst.

Inhalte

Die Ergebnisse liefern wichtige neue Erkenntnisse für die Anpassung baden-württembergischer Wälder an die Folgen des Klimawandels. Dabei zeigte sich insbesondere, dass höhere strukturelle Diversität das Wachstum von Bäumen erhöht. Es kann davon ausgegangen werden, dass das Wachstum auch indirekt ein Indikator für die Vitalität von Bäumen und Wäldern darstellt. Und hierauf aufbauend trägt die Erhöhung von Strukturdiversität auch zur Stabilisierung und Vitalisierung von Wäldern bei, insbesondere bei steigenden Temperaturen. Die Temperatur zeigte sich in diesem Zusammenhang als die wichtigste klimatische Kenngröße für den Zusammenhang Klima-Wachstum. Dabei zeigten höhere Temperaturen regelmäßig höhere Zuwächse an. Der Niederschlag wurde nur in wenigen Fällen als erklärende Größe ausgewählt.

Weitere interessante Ergebnisse beziehen sich auf das Verhältnis zwischen Artendiversität und Strukturdiversität, sowie darauf, ob diversitätsbezogene Analysen auf der Ebene von Einzelbäumen oder ganzer Waldbestände vergleichbare Ergebnisse liefern. Außerdem sind wichtige Ergebnisse darüber erarbeitet worden, welche der zahlreichen Diversitätsindices den besten Erklärungswert das Waldwachstum unter Klimawandel haben.

Im Anschluss an diese Kurzzusammenfassung folgt ein ausführlicher und detaillierter Bericht über die ausgewerteten Datengrundlagen, die Datenbearbeitung, die Auswertungsmethoden und –ansätze sowie Ergebnisse und Diskussion.

2 Ausführlicher Abschlussbericht

2.1 THEMENKONTEXT UND ZIELSETZUNG

Aktuelle waldbauliche Ansätze in Baden-Württemberg favorisieren Waldbestände von hoher struktureller Diversität. Grund hierfür liegt in der hohen Resilienz dieser Waldaufbauformen gegenüber Störungen, die unter Klimawandelbedingungen in ihrer Häufigkeit zunehmen. Noch nicht gut untersucht sind hierbei die Veränderungen des Waldwachstums während der Überführungsphase von strukturarmen in strukturreiche Wälder sowie die Frage, ob strukturreiche Wälder prinzipiell kräftigeres oder reduziertes Wachstum gegenüber strukturarmen Wäldern aufweisen.

Untersucht wurde, wie sich die Erhöhung der strukturellen Diversität in Wäldern auf das Wachstum von Einzelbäumen und Beständen auswirkt. Die Untersuchungen erfolgten dabei exemplarisch auf der Basis existierender Messreihen langfristiger baden-württembergischer Versuchsflächen in Bergmischwäldern aus Fichte, Tanne und Buche. Die Forschungsfragen betreffen die Bereiche Biodiversität, Resilienz, Wachstumseffizienz und dienen der Erarbeitung von Grundlagen für geeignete forstliche Maßnahmen zur Anpassung an die Folgen des Klimawandels.

2.2 UNTERSUCHUNGSDATEN

2.2.1 LAGE UND BESCHREIBUNG DER BESTÄNDE

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

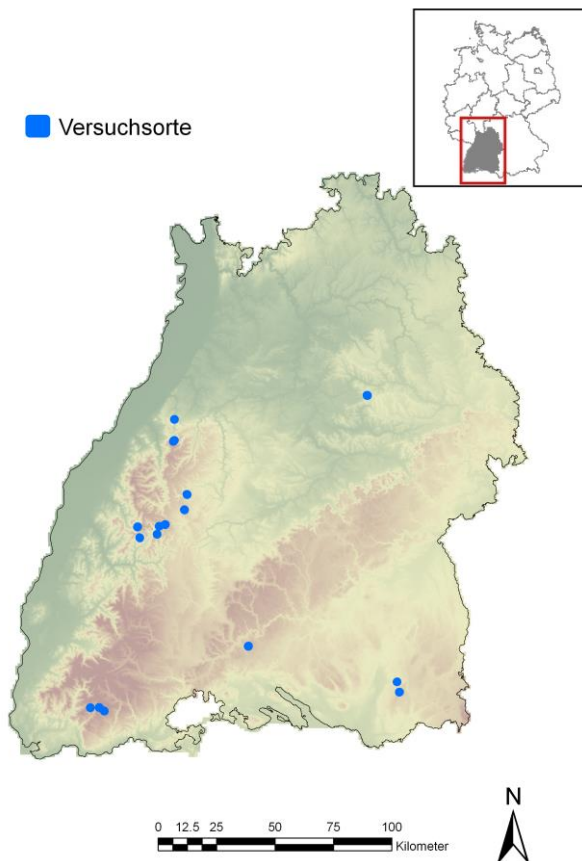


Abbildung 1: Lage der Versuchsorte in Baden-Württemberg

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

Die 16 Versuchsorte teilen sich auf drei waldbauliche Versuchsserien auf: Plenterwaldversuchsflächen, Überführung zu Plenterwald, sowie Femelschlag. Grund für die Auswahl dieser Serien ist die breite Spanne vertikaler und horizontaler Bestandesstrukturen sowie die stark unterschiedlichen Baumartenzusammensetzungen. Beispielhaft für die variierenden Strukturen sind in Abbildung 2 die Durchmesserverteilung zweier Bestände getrennt nach Baumarten sowie einige Indices struktureller Diversität abgebildet.

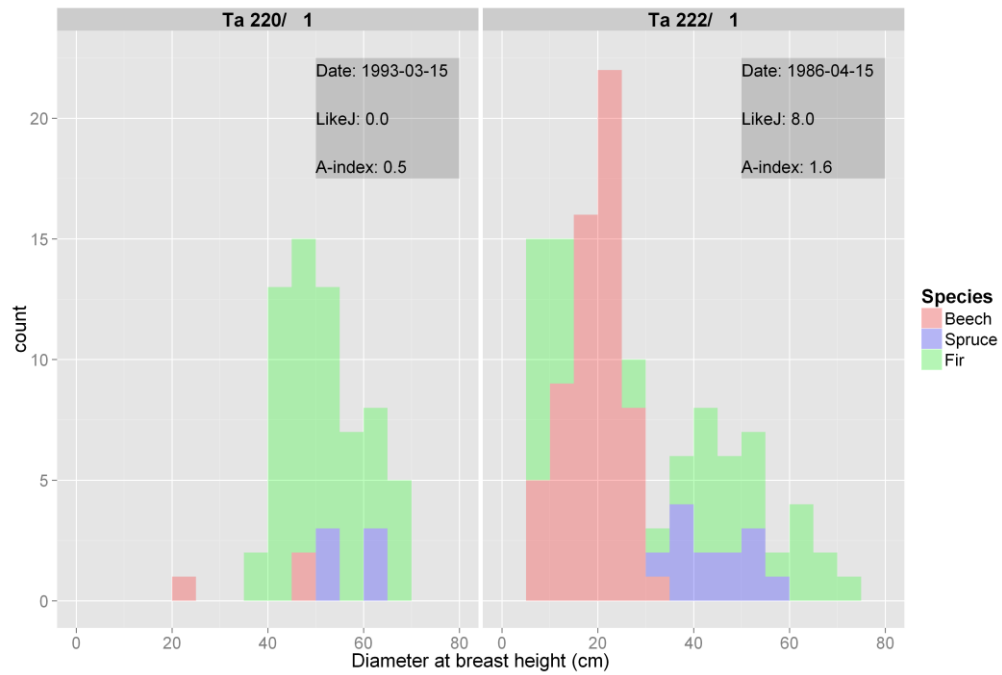


Abbildung 2: BHD-Verteilung zweier Beispielbestände aus der Femelschlag-Versuchsserie (A-Index: Artenprofilindex, LikeJ: Index der Nähe zur Gleichgewichtskurve. Erläuterungen zu den Diversitätsindices siehe unten.

Standorts- und Bestandesinformationen sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Tabelle 1: Standorts- und Bestandesinformationen der drei Versuchsserien

Attribut		Versuchssserie		
		Plenterwald	Plenterwald- überführung	Femelschlag
Baumbeobachtungen / Felder / Versuchsorte		5363/7/4	3025/13/5	2916/32/7
Wiederholungsaufnahmen	Mittelwert	13.8	3.8	6.7
	Spannweite	11–18	3–4	1–10
Flächengröße (ha)	Mittelwert.	0.73	0.5	0.27
	Spannweite	0.40–1.00	0.20–0.91	0.12–0.43
Meereshöhe (m)		745–1003	585–830	351–1042
Mittlere Jahrestemperatur (°C)		4.97–7.45	7.03–8.88	4.72–10.16
Mittlerer Jahresniederschlag (mm)		1279–1990	984–1780	883–2180
Baumartenanteil in % der Grundfläche (%) zu Versuchsbeginn (Fichte / Tanne / Sonstige)		(13–48)/(43–87)/(0–10)	(20–100)/(0–77)/(0–5)	(3–79)/(16–95)/(0–23)
Bestandesgrundfläche zu Versuchsbeginn (m ² ·ha ⁻¹)		22.2–48.0	30.2–53.0	4.9–59.4

2.2.2 ERGÄNZENDE DATENERHEBUNGEN

Ergänzende Datenerhebungen auf den Versuchsflächen der Serie „Plenterüberführung“ wurden im November und Dezember 2013 vorgenommen. Die Feldarbeiten wurden im März und April 2014 mit ergänzenden Datenerhebungen in der Verjüngungsschicht fortgeführt.

- Anzahl neu erhobener Baumdurchmesser in Altbeständen: 1696
- Anzahl neu erhobener Baumhöhenmessungen in Altbeständen: 777
- Anzahl neu erhobener Baumdurchmesser in der Verjüngungsschicht: 433

- Anzahl neu erhobener Baumhöhen in der Verjüngungsschicht: 1741

Alle neu erhobenen Daten wurden bis Ende April 2014 in die Datenbank der Abt. Waldwachstum eingegeben. Mit den ergänzten Messwerten aus dem Winter 2013/14 liegen aktualisierte Daten als Grundlage für die Berechnung der Diversitätsindices vor.

2.3 DATENAUFBEREITUNG

Die Datenaufbereitung fing im Januar 2014 an und endete im Mai 2014. Da die Datenbank der Abt. Waldwachstum regelmäßig mit neuen Aufnahmen ergänzt wird und auch Korrekturen gelegentlich durchgeführt werden, war es erforderlich, alle mit diesem Projekt verbundenen Datensätze (s. erweiterte Projektskizze § 2) in einer eigenständigen relationalen Datenbank zu speichern. Dadurch wird ein eindeutiger Datenstand des Datenmaterials gewährleistet. Hierzu wurden alle Primärdaten (z.B. Einzelbaumdaten, Strichlisten für Derbholz, Klimavariablen, geographische Variablen) zuerst in die Projektdatenbank importiert, von der sie mit SQL-Abfragen für die statistischen Auswertungsprogramme abgerufen werden können.

Die Datenaufbereitung erfolgte in mehreren Schritten:

- Immer wieder kommt es vor, dass Bäume zwischen zwei Aufnahmen ausscheiden oder sterben, so dass der genaue Zeitpunkt des Ausscheidens und der Durchmesser nicht bekannt sind. Um diese Bäume dennoch in die Flächenzuwachsrechnung miteinbeziehen zu können, wird das Ausscheiddatum durch das Standard-Auswertungsprogramm generell auf die Mitte des Aufnahmeintervall gelegt und der Durchmesser zu dieser Zeitpunkt aus der Zuwachsgerade des betreffenden Baums berechnet. Da die Zuwachsanalysen im vorliegenden Projekt einzelbaumweise (d.h. nicht auf das Hektar bezogen) durchzuführen sind, musste die Datenergänzung auf andere Weise durchgeführt werden. Auf den periodisch aufgenommenen Versuchsfeldern waren 2,4% aller nummerierten Bäume zwischen zwei Aufnahmezeitpunkten ausgeschieden oder abgestorben, so dass das genaue Datum nicht bekannt war. Wegen der Ungenauigkeit bei der automatisierten oder teilweise manuellen Ergänzung des Ausscheidetags und der kleinen Anteils dieser Fälle wurden die Ausscheidetage aller Bäume in dieser Situation ihrer vorletzten Aufnahmen zugeordnet. Infolgedessen wurde als Durchmesser immer der zuletzt gemessene Wert (d.h. der Wert der vorletzten Aufnahme) verwendet.
- Bäume im schwachen Durchmesserbereich werden standardmäßig nicht mit Identifizierungsnummern gekennzeichnet, sondern auf Strichlisten mit 1-cm-Durchmesserstufen erfasst. Deswegen musste vor der Berechnung der Strukturdiversitätsindices eine Umwandlung der Strichlisteninformation auf der Bauebene stattfinden. Hierzu wurden alle Bäume auf Strichliste mit generierten Identifizierungsnummern individualisiert.
- Bei jeder Datenerhebung auf langfristigen Versuchsflächen wird von jeder Baumart nur eine begrenzte Anzahl von Baumhöhen gemessen und aus diesen Daten eine Höhenkurve berechnet. Für die Berechnung der strukturellen Diversitätsindices wurden zum einen alle gemessenen Einzelhöhen (ca. 33% der Beobachtungen) benutzt. Die Höhen der Bäume ohne Messwerte wurden anhand ihres Durchmessers aus den Höhenkurven ergänzt, so dass am Ende für alle Bäume Höhenwerte vorlagen. Eine Plausibilitätsprüfung wurde auch durchgeführt. Wegen der hohen Unsicherheit für die Höhen-

berechnung im schwachen Durchmesserbereich wurden in der späteren Datenbearbeitungsphase nur Bäume ab 6,5 cm Brusthöhendurchmesser berücksichtigt.

- Zur Berechnung von Klimavariablen und geographischen Variablen wurden Rohdaten zusammengestellt und für die notwendigen Versuchsfelder abgefragt.

Die Datenaufbereitung wurde bis Ende Mai 2014 durchgeführt.

2.3.1 DIE ANTWORTVARIABLEN AUF BAUM- UND BESTANDESEBENE

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

Auf **Einzelbaumebene** wurde der periodische jährliche Grundflächenzuwachs (PAI) berechnet als

$$PAI_{Baum} = \frac{\pi}{4} \cdot \frac{(BHD_t^2 - BHD_{t-1}^2)}{N_{Veg.p.}} \quad (1)$$

Mit t Index für Beobachtungszeitpunkt eines Baums und $N_{Veg.p.}$ Anzahl der Vegetationsperioden im Beobachtungszeitraum $[t-1, t]$. In Tabelle 2 sind die wichtigsten beschreibenden Statistiken wiedergegeben.

Tabelle 2: Zusammenfassung der Parametrisierungsdaten des Einzelbaum-Grundflächen-Zuwachsmodells (MW: Mittelwert, ST.ABW: Standardabweichung). Abkürzungen der Variablen siehe Text.

Baumart	PAI _{Baum}		BHD		relBAL		G		G _{aus}		d/D		mT		P _{Veg}		Schiefe	
	(cm ² ·a ⁻¹)		(cm)				(m ² ·ha ⁻¹)		(%)				(°C)		(mm)			
	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.
Buche	11.48	9.98	22.33	8.65	0.9	0.1	33.56	8.18	13.16	12.21	0.77	0.59	5.99	0.91	795	113	0.47	0.41
Tanne	14.86	20.21	24.1	14.74	0.78	0.26	34.16	5.76	12.02	8.64	1.13	0.66	6.7	1.25	730	88	0.7	0.56
Fichte	21.77	18.12	33.63	15.96	0.63	0.29	33.71	5.78	13.71	9.25	1.11	0.63	6.7	1.05	734	84	0.58	0.65

Auf der **Bestandesebene** wurde ein relativer periodisch-jährlicher Grundflächenzuwachs (relPAI_{Bestand}, %·a⁻¹) berechnet als:

$$relPAI_{Bestand} = \frac{(G_t - G_{t-1} + G_{aus,t-1}) \cdot 100}{(G_{t-1} - G_{aus,t-1}) \cdot N_{Veg.p.}} \quad (2)$$

wobei G die Grundfläche vor Durchforstung ist (m²·ha⁻¹), t der index für den Beobachtungszeitpunkt und $N_{Veg.p.}$ die Anzahl der Vegetationsperioden im Beobachtungsintervall $[t-1, t]$ und G_{aus} die im Rahmen von

Durchforstungen entnommene Grundfläche ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$). Tabelle 3 fasst die wichtigsten Kenngrößen auf Bestandesebene zusammen.

Tabelle 3: Zusammenfassung der Parametrisierungsdaten des Bestandes-Grundflächen-Zuwachsmodells (MW: Mittelwert, St.abw: Standardabweichung). Abkürzungen der Variablen siehe Text.

relPAI _{Bestand} (% · yr ⁻¹)		G (m ² · ha ⁻¹)		G _{aus} (%)		d/D		mT (°C)		P _{veg} (mm)		A-Index	
MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.	MW	ST.A BW.
0.94	0.36	33.22	9.93	15	13.1	0.95	0.83	7.21	0.97	656	127.6	1.21	0.35

2.3.2 ERKLÄRENDE VARIABLEN

2.3.2.1 STANDORTSGÜTE

Zur Charakterisierung der Standortsgüte wird in Altersklassenwäldern häufig die sogenannte Bonität verwendet. Da dieses Konzept auf Altersangaben angewiesen ist, scheidet es bei der Analyse ungleichaltriger Bestände aus, da in diesen das Alter der Einzelbäume in einem Bestand stark variiert und nicht als Auswertungsdatum zur Verfügung steht. Als Alternative wurden klimatische und Bodenkenngrößen verwendet. Zur Verfügung standen monatliche DWD-Daten zu Temperatur und Niederschlag, die als periodische Mittelwerte (also in der Regel 5-jährig) und als 20-jährige gleitende Mittelwerte (*moving average*) analysiert wurden. Dabei wurden sowohl die jährlichen Mittelwerte als auch die Mittelwerte nur während der Vegetationsperiode getestet.

Zusätzlich wurden auch die Meereshöhe sowie Indices des Strahlungspotentials (Wilson und Gallant 2000) untersucht. Aus der forstlichen Standortskartierung wurden Informationen zum Wasserhaushalt, zur Humusform und zur Bodenart verwendet, um einen einfachen zweistufigen Index der Bodengüte zu codieren (günstig – ungünstig).

2.3.2.2 BESTANDESDICHTE UND KONKURRENZ

Als Indikator der Bestandesdichte wurde die forstliche Grundfläche aller Bäume (G , $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$) in einem Bestand, die nach der Durchforstung im Bestand verbleiben, berechnet.

Zur Charakterisierung der Konkurrenzverhältnisse wurden zwei abstandsunabhängige Maße berechnet. Die relative Grundfläche von Bäumen j , deren Durchmesser (BHD) dicker sind als der des zu beurteilenden Baums i (relBAL), wurde berechnet als $(\text{relBAL}_i = \frac{1}{G} \cdot \frac{\pi}{4} \cdot \sum_{j=1}^n [(TF)_j \cdot \text{BHD}_j^2])$, wobei $\text{BHD}_j > \text{BHD}_i$, mit TF_j als Korrekturfaktor zur Skalierung auf ha-Werte (Kiernan et al. 2008). Das zweite Konkurrenzmaß war der relative Durchmesserrang (relBHDrang _{i}), berechnet nach Albrecht et al. (2011) als $(\text{relBHDrang}_i = \frac{\text{rang}(\text{BHD}_i)}{\max(\text{rang}(\text{BHD}))})$.

Durchforstungen und Erntemaßnahmen haben rückkoppelnde Wirkung auf die Konkurrenz zwischen den Bäumen der Versuchsbestände. Deshalb wurden zwei Maße zur Quantifizierung des Entnahmeeffekts be-

rechnet. Die Intensität der Entnahme wurde als entnommenes Grundflächenprozent quantifiziert (G_{aus}), und die Art des Eingriffs als Durchforstungsquotient (d/D).

2.3.2.3 DIVERSITÄTSINDICES

Zahlreiche Indices zur Quantifizierung der strukturellen und Artendiversität wurden berechnet und später als Prädiktoren getestet. Dabei wurden sowohl Baumhöhen als auch Baumdurchmesser für deren Berechnung herangezogen. Auch die Baumartendiversität und kombinierte Indices von struktureller und Artendiversität wurden berücksichtigt (Tabelle 4).

Tabelle 4: Übersicht über die berechneten und getesteten Diversitätsindices.

Baumvariable	Index	Abkürzung und Gleichung	Referenz
BHD	Variationskoeffizient	$VarD = 100 \cdot \frac{sd_{DBH}}{\bar{x}_{DBH}}$	(Hanewinkel et al. 2014, Pretzsch 2010, Sterba und Zingg 2006)
	Gini Koeffizient	$GCd = \frac{\sum_{i=1}^n (2 \cdot i - n - 1) \cdot ba_i}{\sum_{i=1}^n (n-1) \cdot ba_i}$	(Lei et al. 2009, Lexerød und Eid 2006a)
	Index der Nähe zur Gleichgewichtskurve	LikeJ, scoring system — siehe Test	(Hanewinkel et al. 2014)
	Shannon Index	$Hd = - \sum_{j=1}^{Nd} p_j \cdot \ln(p_j)$	(Buongiorno et al. 1994, Lexerød und Eid 2006a)
	Shannon Evenness	$Ed = Hd / \ln(Nd)$	(Lexerød und Eid 2006a)
	Schiefe	$Skew = \frac{\sum_{i=1}^n (DBH_i - \bar{x}_{DBH})^3}{(n-1) \cdot sd_{DBH}^3}$	(Sterba und Zingg 2006)
Höhe	Variationskoeffizient	$VarH = 100 \cdot \frac{sd_H}{\bar{x}_H}$	(Pretzsch 2010)
	Gini Koeffizient	$GCh = \frac{\sum_{i=1}^n (2 \cdot i - n - 1) \cdot ba_i}{\sum_{i=1}^n (n-1) \cdot ba_i}$	(Lei et al. 2009)
	Shannon Index	$Hh = - \sum_{k=1}^{Nh} p_k \cdot \ln(p_k)$	(Lei et al. 2009, Staudhammer und LeMay 2001)
	Shannon Evenness	$Eh = Hh / \ln(Nh)$	(eigene Untersuchung, 2015)
Baumart	Shannon Index	$Hs = - \sum_{l=1}^{Ns} p_l \cdot \ln(p_l)$	(Magurran 2004)
	Shannon Evenness	$Es = Hs / \ln(Ns)$	(Magurran 2004)
Baumart und Höhe	Artenprofilindex	$A = - \sum_{l=1}^{Ns} \sum_{k=1}^3 p_{kl} \cdot \ln p_{kl}$	(Pretzsch 2002)
	Standardisierter Artenprofilindex	$Arel = (A \cdot 100) / \ln(Ns \cdot Nh)$	(Pretzsch 2002)

Baumart und Durchmesser	Integrierter Diversitätsindex	$Hsd = -\sum_l^{Ns} \sum_j^{Nd} p_{jl} \cdot \ln p_{jl}$	(Buongiorno et al. 1994, Lei et al. 2009)
	Standardisierter Integrierter Diversitätsindex	$Esd = (Hsd \cdot 100) / \ln(Ns \cdot Nd)$	(eigene Untersuchung, 2015)
Baumart, Durchmesser und Höhe	mittlerer Shannon Index	$Hsdh = (Hd + Hh + Hs) / 3$	(Lei et al. 2009, Staudhammer und LeMay 2001)
	Mittlere Evenness	$Esdh = (Ed + Eh + Es) / 3$	(eigene Untersuchung, 2015)

Anmerkung: ba_i , Grundfläche des i ten, nach Durchmesser sortierten Baums ($m^2 ha^{-1}$); DBH_i , Durchmesser des i ten Baums; n , Gesamtanzahl von Bäumen; Nd , Anzahl von Durchmesserklassen; Nh , Anzahl von Höhenklassen; Ns , Anzahl von Baumarten; p_j , Grundflächenanteil (BA) in der j ten Durchmesserklasse; p_k , Grundflächenanteil in der k ten Höhenklasse; p_l , Grundflächenanteil der l ten Art; p_{jl} , Grundflächenanteil in der j ten Durchmesserklasse der l ten Art; p_{kl} , Grundflächenanteil in der k ten Höhenklasse der l ten Art; sd_{DBH} , Standardabweichung des Durchmessers; sd_H , Standardabweichung der Baumhöhen; \bar{x}_{DBH} , mittlerer ser; \bar{x}_H , mittlere Baumhöhe.

Für die Untersuchungsbestände wurden folgende Werte ermittelt (Tabelle 5):

Tabelle 5: Werte der Diversitätsindices für die untersuchten Bestände

Variable	Index	Mittelwert	Spannweite
BHD	VarD	55.75	13.44–99.07
	GCd	0.51	0.15–0.75
	LikeJ	5.44	0–10
	Hd	3.59	2.08–4.11
	Ed	93.74	84.16–98.1
	Skew	0.79	–1.84–2.79
Höhe	Hh	2.71	1.07–3.38
	GCh	0.5	0.08–0.75
	VarH	42.53	2.51–90.35
	Eh	83.94	65.33–97.42
Baumart	Hs	0.72	0–1.25

	Es	65.22	0–99.95
Baumart und Höhe	A	1.46	0.2–1.83
	Arel	67.03	11.12–86.96
Baumart und BHD	Hsd	3.99	2.24–4.56
	Esd	80.73	60.98–93.03
Baumart, BHD und Höhe	Hsdh	2.34	1.48–2.72
	Esdh	80.97	57.37–95.7

2.4 MODELLENTWICKLUNG

2.4.1 KOLLINEARITÄT

Korrelationen und Zusammenhänge zwischen erklärenden Variablen verstoßen gegen die Annahmen multipler linearer Regressionsmodelle. Deshalb wurde im Vorfeld geprüft, welche der Erklärenden miteinander korreliert sind. Unzulässige Korrelationen wurden mit Hilfe des condition index überprüft und bei Überschreiten des kritischen Werts 30 herausgefiltert (Dormann et al. 2013). Insbesondere die zahlreichen klimatischen Kenngrößen waren hochgradig korreliert, so dass nach Endauswahl lediglich die mittlere Jahrestemperatur und die Niederschlagssumme während der Vegetationsperiode als ausreichend unkorreliert für die weiteren Signifikanztests erhalten blieb. Als Beispiel für die Kollinearitätsanalysen sind in **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** die Korrelationsplots für die Gruppe der Diversitätsindices abgebildet.

2.4.2 TRANSFORMATION DER ANTWORTVARIABLEN

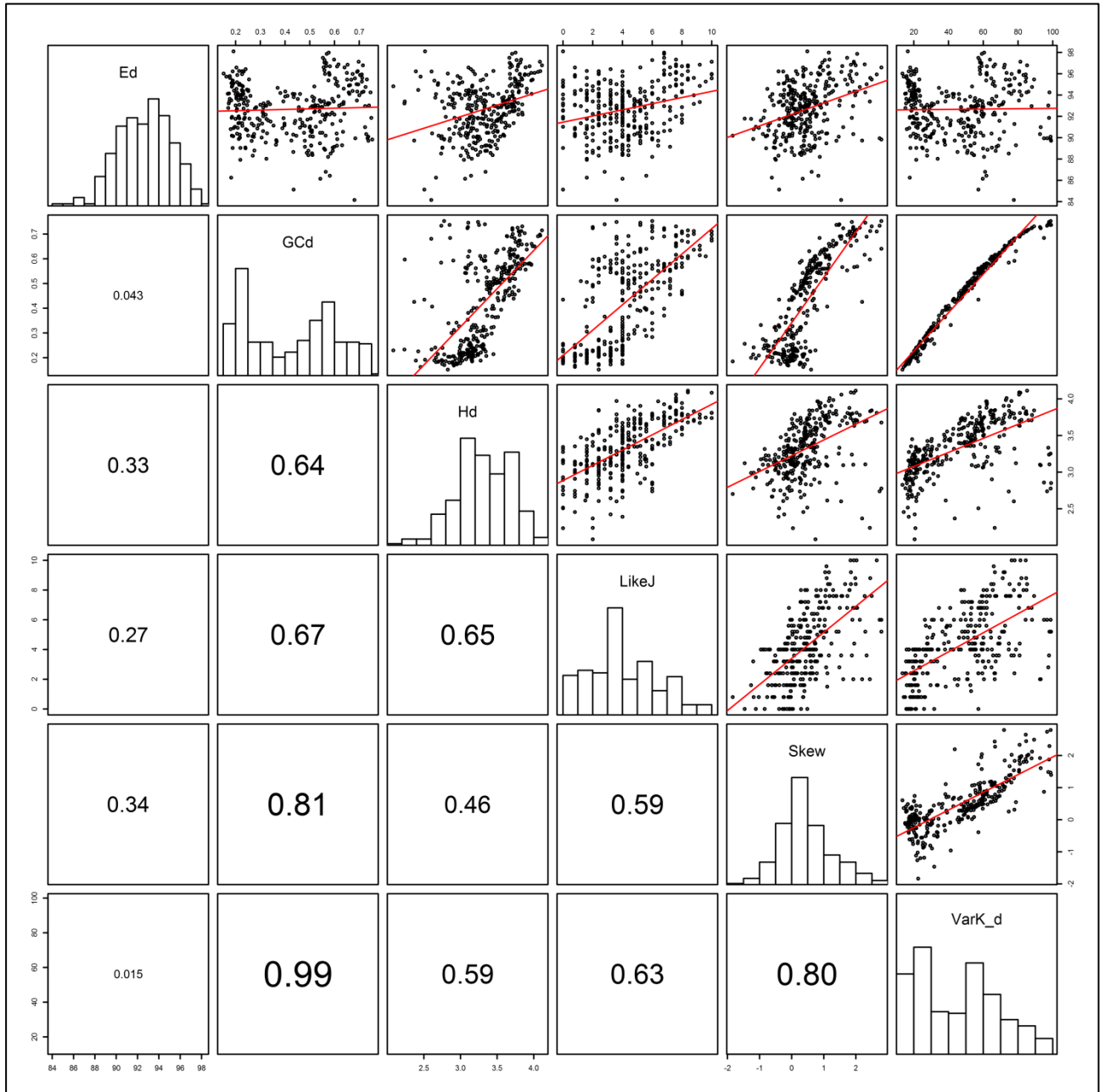


Abbildung 3: Beispiel für eine explorative Korrelationsanalyse, in der BHD-Differenzierungsvariablen dargestellt wurden. Die Hauptdiagonale der Matrix enthält Histogramme für die einzelnen Variablen. Oberhalb der Hauptdiagonale sind die Beziehungen zwischen allen Variablen mit Streudiagrammen und Trendgeraden dargestellt. Unterhalb der Hauptdiagonale werden Pearson-Korrelationskoeffizienten zwischen den Variablen angezeigt (je stärker die Beziehung, desto höher die Zahl und desto größer die Schrift).

Übliche Waldwachstumsgleichungen verwenden den Grundflächenzuwachs als Antwortvariable. Aufgrund charakteristischer Eigenschaften der Grundflächenzuwächse ist eine Transformation meist unumgänglich, um die Annahmen linearer Regression zu erfüllen. Insbesondere sind hier die Normalverteilung der Residuen und die Homoskedastizität zu nennen (Cole und Lorimer 1994, Pokharel und Dech 2012, Uzoh und Oliver 2006). Da diese Transformation jedoch neue Probleme mit sich bringen kann, wurde mit der Box-Cox-Transformation (Box und Cox 1964) eine andere Technik gewählt, die die Probleme der Logarithmus-Transformation weitestgehend umgeht (Fischer 2014). Sie wurde folgendermaßen berechnet:

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} (y_i^\lambda - 1)/\lambda, & \lambda \neq 0 \\ \ln(y_i), & \lambda = 0 \end{cases} \quad (3)$$

Der optimale Wert des Transformationsparameters λ kann iterativ mit Hilfe der maximum likelihood Funktion ermittelt werden (Box und Cox 1964).

2.4.3 STATISTISCHER ANSATZ ZUR BERÜCKSICHTIGUNG DER HIERARCHISCHEN DATENSTRUKTUR

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

Für das Einzelbaummodell wurde folgende Form angewendet:

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

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

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

Die entsprechende Modellgleichung für den Grundflächenzuwachs auf Bestandesebene lautet:

$$y_{ijt} = X_{ijt} \cdot \beta + Z_{i,j} \cdot b_i + Z_{ij} \cdot b_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

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

Wobei y_{ijt} die Antwortvariable des Einzelbaumzuwachses ist, i der Index für Versuchsort, j der Index für Feld, und t für den jeweiligen Messzeitpunkt. X_{ijt} ist die Designmatrix der festen Effekte (also der bekannten Prädiktoren); Z sind die Designmatrizen der zufälligen Effekte; β, b sind die Parametervektoren der festen und zufälligen Effekte.

2.4.4 HETEROSKEDASTIZITÄT UND AUTOKORRELATION

Die Box-Cox-Transformation bereinigte nicht die gesamte beobachtete Heteroskedastizität, sodass als alternative Varianzfunktionen eine Potenz- und eine Exponential-Funktion getestet wurden.

$$Var(\varepsilon_{ijkt}) = \sigma_\varepsilon^2 \cdot |v_{ijkt}|^{2 \cdot \delta} \quad (6)$$

$$Var(\varepsilon_{ijkt}) = \sigma_\varepsilon^2 \cdot \exp(2 \cdot \delta \cdot v_{ijkt})$$

wobei ε_{ijkt} der Restfehler ist; δ der Varianzparameter; σ_ε die initiale Varianz des Restfehlers; v_{ijkt} die Varianz-Kovariate. Als Varianz-Kovariate wurde der Baumdurchmesser (BHD) ermittelt. Das Verfahren zur Ermittlung der optimalen Varianzfunktion erfolgte in Anlehnung an Pinheiro und Bates (2000).

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

$$\varepsilon_{ijkt} = \varphi \cdot \varepsilon_{ijkt-1} + e_{ijkt} \quad (7)$$

wobei ε_{ijkt} der Restfehler ist; φ der Autokorrelationskoeffizient; t der Index Beobachtungszeitpunkt; i, j, k Indices der zufälligen Effekte; e_{ijkt} ein homoskedastischer, normalverteilter Fehlerterm.

2.4.5 MODELLEVALUIERUNG

Die Datensätze aller Teilmodelle wurden je hälftig getrennt in einen Parametrisierungs- und einen Evaluierungsdatensatz. Hintergrund und Ziel dieser Maßnahme war, dass man sowohl die Anpassungsgüte der Modellparametrisierung quantifizieren kann, zusätzlich aber auch Aussagen darüber treffen kann, wie die Modellgüte bei Anwendung des Modells auf neue Daten ausfällt. Tabelle 6 fasst die beiden Datenkollektive und die Ausprägung der wichtigsten Prädiktoren zusammen. Insgesamt entspricht der Evaluierungsdatensatz in wesentlichen Grundcharakteristika dem Parametrisierungsdatensatz.

Tabelle 6: Datenübersicht über den Parametrisierungs- (Param.) und Evaluierungsdatensatz (Eval.); MW: Mittelwert.

Attribut		Einzelbaummodelle						Bestandesmodell	
		Buche		Tanne		Fichte			
		Param.	Eval.	Param.	Eval.	Param.	Eval.		
Zuwachsbeobachtungen		1809	1836	16832	16885	7787	8073	161	157
Bäume / Felder / Versuchsorte		423/19/7	318/10/7	2767/21/7	3730/28/8	1781/22/8	2284/28/8	-/27/8	-/25/8
LikeJ	MW	4.57	4.87	5.36	5.86	4.78	5.69	4.35	4.01
	Spannweite	0–10	2–10	0–10	0–10	0–10	0–10	0–10	0–10
A-Index	MW	1.39	1.63	1.52	1.41	1.46	1.4	1.21	1.31
	Spannweite	0.44–1.83	0.2–1.83	0.49–1.83	0.44–1.83	0.2–1.83	0.44–1.83	0.44–1.83	0.2–1.83

Es wurden vier Evaluierungskenngrößen ausgewählt, anhand derer die Güte des Modells und die Möglichkeit zur Übertragung des Modells auf andere Datensätze beurteilt wurde.

- i. Mittlere Abweichung, $\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{n}$, wobei n die Anzahl der Beobachtungen ist, y_i die beobachteten und \hat{y}_i die durch das Modell geschätzten Werte darstellt (Vanclay und Skovsgaard 1997);
- ii. Die relative mittlere Abweichung, $\bar{e}\% = \bar{e}/\bar{y}$
- iii. Mittlerer Fehler (root mean square error), $RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n}}$, ein Maß der Modellgenauigkeit (accuracy) (Pretzsch 2010);
- iv. Und schließlich die Modelleffizienz (Vanclay und Skovsgaard 1997), $EF = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$ (wobei \bar{y} der mittlere beobachtete Wert ist), ein Index zur Beurteilung der gesamten Modellgenauigkeit und Effizienz mit Werten zwischen $-\infty$ und 1 (perfekte Vorhersagen). Ein Wert von null bedeutet, dass das Modell nur genauso gut schätzt, wie der einfache Mittelwert;

2.5 ERGEBNISSE

2.5.1 MODELLANPASSUNG

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

$$\text{Buche:} \quad \frac{(PAI_{Baum}+1)^{\lambda-1}}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot BHD^2 + \beta_2 \cdot BHD + \beta_3 \cdot mT + \beta_4 \cdot d/D + \beta_5 \cdot G + \beta_6 \cdot Hh \quad (8)$$

$$\text{Tanne:} \quad \frac{(PAI_{Baum}+1)^{\lambda-1}}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot BHD^2 + \beta_2 \cdot BHD + \beta_3 \cdot relBAL + \beta_4 \cdot G + \beta_5 \cdot mT + \beta_6 \cdot P_{Veg} + \beta_7 \cdot Skew \quad (9)$$

$$\text{Fichte:} \quad \frac{(PAI_{Baum}+1)^{\lambda-1}}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot BHD^2 + \beta_2 \cdot BHD + \beta_3 \cdot relBAL + \beta_4 \cdot G + \beta_5 \cdot P_{Veg} + \beta_6 \cdot VarK_d \quad (10)$$

$$\text{Modell auf Bestandesebene:} \quad \frac{(relPAI_{Bestand})^{\lambda-1}}{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \cdot BA + \beta_2 \cdot P_{Veg} + \beta_3 \cdot mT + \beta_4 \cdot LikeJ \quad (11)$$

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

Die Koeffizientenschätzungen der Modellanpassung sind in Tabelle 7 wiedergegeben. Anhand der Vorzeichen dieser Koeffizienten lässt sich die jeweilige Wirkungsrichtung der Prädiktoren ablesen (Tabelle 7), und

die Ergebnisse entsprechen bekannten Wirkungsweisen: größere Bestandesdichte (G) und größere Konkurrenz (relBAL) reduzieren das Einzelbaumwachstum, wohingegen die Freistellung nach Durchforstung das Wachstum stimuliert. Tendenziell steigt der Zuwachs mit zunehmender Baumdimension (BHD), jedoch tritt mit zunehmender Größe auch ein Sättigungseffekt ein (BHD²). Alle Klimavariablen wirken sich erhöhend auf das Baumwachstum aus.

Das Modell auf Bestandesebene basiert ebenfalls auf den Prädiktoren Bestandesgrundfläche als Indikator des Dichteeffekts, den Niederschlägen in der Vegetationsperiode und der mittleren Jahrestemperatur. Das Diversitätsmaß mit dem höchsten Erklärungswert war hier der Index der Nähe zur Gleichgewichtskurve (LikeJ).

Tabelle 7: Parameterschätzung mit Standardfehler (Std.f.) für das jeweils beste Modell. Die den Koeffizienten (β_{0-7}) zugeordneten festen Effekten sind in den Gleichungen (8, (9, (10 und (11 wiedergegeben.

Parameter	Bestes Modell							
	Buche		Tanne		Fichte		Bestandesmodell	
	Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.	Schätzwert	Std.f.
Box-Cox Transformation								
λ	0.3012		0.0932		0.3415		-0.4845	
γ	1.0773		1.1902		1.0862		1.092	
Feste Effekte								
β_0	2.3334	0.5473	1.2887	0.2314	2.1644	0.4912	0.7733	0.0554
β_1	-0.0022	0.0003	-0.0012	0	-0.002	0.0001	-0.0187	0.0016
β_2	0.1271	0.0046	0.0844	0.0018	0.0844	0.0037	0.0014	0.0002
β_3	0.1526	0.0502	-0.9078	0.0951	-2.6347	0.1757	0.2054	0.0258
β_4	0.1327	0.0321	-0.0282	0.0017	-0.0248	0.0043	0.0244	0.0072
β_5	-0.0348	0.0057	0.2283	0.0167	0.0049	0.0002	-	-
β_6	0.6717	0.163	0.0016	0.0001	0.049	0.0027	-	-
β_7	-	-	0.441	0.0272	-	-	-	-
Varianzkomponenten								

$\sigma_{\text{Versuchsort}}^2$	*	0.15	1.059	0.022
σ_{Feld}^2	0.3817	0.0411	0.1735	0.0028
σ_{Baum}^2	0.1516	0.1385	0.49	-
σ_{ε}^2	0.6145	0.4816	1.3838	0.0116
δ	0.0206	0.014	0.0203	0.1454
φ	0.5246	0.5019	0.2647	*

Anmerkung: * bedeutet nicht signifikant.

Die zufälligen Effekte in den Einzelbaummodellen waren auf allen Ebenen signifikant, mit Ausnahme der Ebene Versuchsort bei Buche. Trotz der Signifikanz war der absolute Wert bei Tanne auf Ebene Feld gering. Im Bestandesmodell war der zufällige Effekt auf Ebene Versuchsort größer als der auf Ebene Feld. Als Varianzfunktion wurde für die Einzelbaummodelle die exponentielle Funktion mit dem BHD als Varianz-Kovariate als günstigste ermittelt, wohingegen auf der Bestandesebene die Potenzfunktion mit der Bestandesgrundfläche als Varianz-Kovariate die besten Ergebnisse lieferte. Der Varianzterm zur Berücksichtigung der zeitlichen Autokorrelation verbesserte die Einzelbaummodelle signifikant, aber nicht das Bestandeszuwachsmodell.

2.5.2 DIVERSITÄTSINDICES

Aufgrund der großen Bedeutung der Diversitätsindices für das bearbeitete Projekt wurde eine Sonderauswertung angefertigt. Hierbei wurden für jedes der vier vorgenannten Modelle statt nur eines Diversitätsindex schrittweise alle signifikanten Indices verwendet. Für jedes Teilmodell (z. B. Fichte, Einzelbaumebene) ergaben sich somit mehrere Modellanpassungen, bei denen alle anderen Prädiktoren außer den Diversitätsindices konstant gehalten wurden. Die Ergebnisse dieser Modellanpassungen sind in Tabelle 8 wiedergegeben und stellen eine Rangfolge der Diversitätsindices dar. Die erstgenannten Indices tragen damit den höchsten Erklärungswert.

Tabelle 8: Modell-Anpassungsgüte der Teilmodelle mit wechselnden, signifikanten Diversitätsprädiktoren. Sortiert nach AIC-Wert aufsteigend. Geringere AIC-Werte zeigen bessere Modellanpassung an.

Modell	Diversitätsindex	Parameter Vorzeichen	AIC
PAI_{Baum} (Tanne)	Skew	+	33127.5
	GCd	+	33193.6
	Hh	+	33213.1
	VarK_h	+	33214.2
	VarK_d	+	33216.6

	Ed	+	33220.3
	GCh	+	33221.3
	Hd	+	33292.3
	Eh	+	33304.1
	LikeJ	+	33305.6
<i>PAI_{Baum}</i> (Fichte)	VarK_d	+	25665.0
	GCd	+	25673.0
	VarK_h	+	25701.0
	GCh	+	25708.0
	Skew	+	25792.0
	Hd	+	25866.0
	Hh	+	25911.0
	Ed	-	25921.0
<i>PAI_{Baum}</i> (Buche)	Hh	+	4090.2
<i>relPAI_{Bestand}</i>	LikeJ	+	-90.3
	Hs	+	-89.2
	Skew	+	-86.0

Insgesamt zeigte sich hierbei, dass die meisten der Indices positive Wirkung auf den Zuwachs haben. In den Einzelbaummodellen war bei Buche nur ein einziger Index signifikant, die Shannon-Diversität der Baumhöhen. Bei Tanne war die Schiefe der BHD-Verteilung der Index mit dem niedrigsten AIC-Wert und damit der Index mit der höchsten Erklärungskraft. Der gleiche Index war interessanterweise bei Fichte erst an fünfter Stelle zu finden. Der beste Diversitätsindex bei Fichte war der Variationskoeffizient der Durchmesservertelung, also ein Maß der deskriptiven Statistik 1. Ordnung, und damit ein sehr einfaches Maß. Ebenso ein Maß der Durchmesserdiversität, der Gini-Koeffizient, wurde an zweiter Stelle bei Fichte und Tanne platziert. Für keines der Einzelbaummodelle wurde die Artendiversität als signifikanter Prädiktor ermittelt.

Im Bestandesmodell wurde mit ähnlich hoher Erklärungskraft wie der Index der Nähe zur Gleichgewichtskurve (LikeJ) der Shannon-Index der Artendiversität ermittelt, also ein Index mit ganz anderer Information als der LikeJ. Insgesamt waren die Modelle auf Bestandesebene auch bei Verwendung verschiedener Diversitätsindices recht ähnlich in ihrer Anpassungsgüte.

Zur Verdeutlichung der Wirkungsweisen der Diversitätsindices wurde eine Simulation durchgeführt. Dabei wurden alle sonstigen Prädiktoren auf ihre jeweiligen Mittelwerte festgesetzt, und nur die Werte der Diversitätsindices wurden variiert. Der Werterahmen wurde dabei vom beobachteten Minimum bis zu beobachteten Maximum im Datensatz gewählt, so dass die Grafiken realistische Datenbereiche abbilden ohne zu extrapolieren (Abbildung 4). Besonders deutlich werden die Einflüsse von Niederschlag sowie Bestandesdichte und Konkurrenz auf den Grundflächenzuwachs.

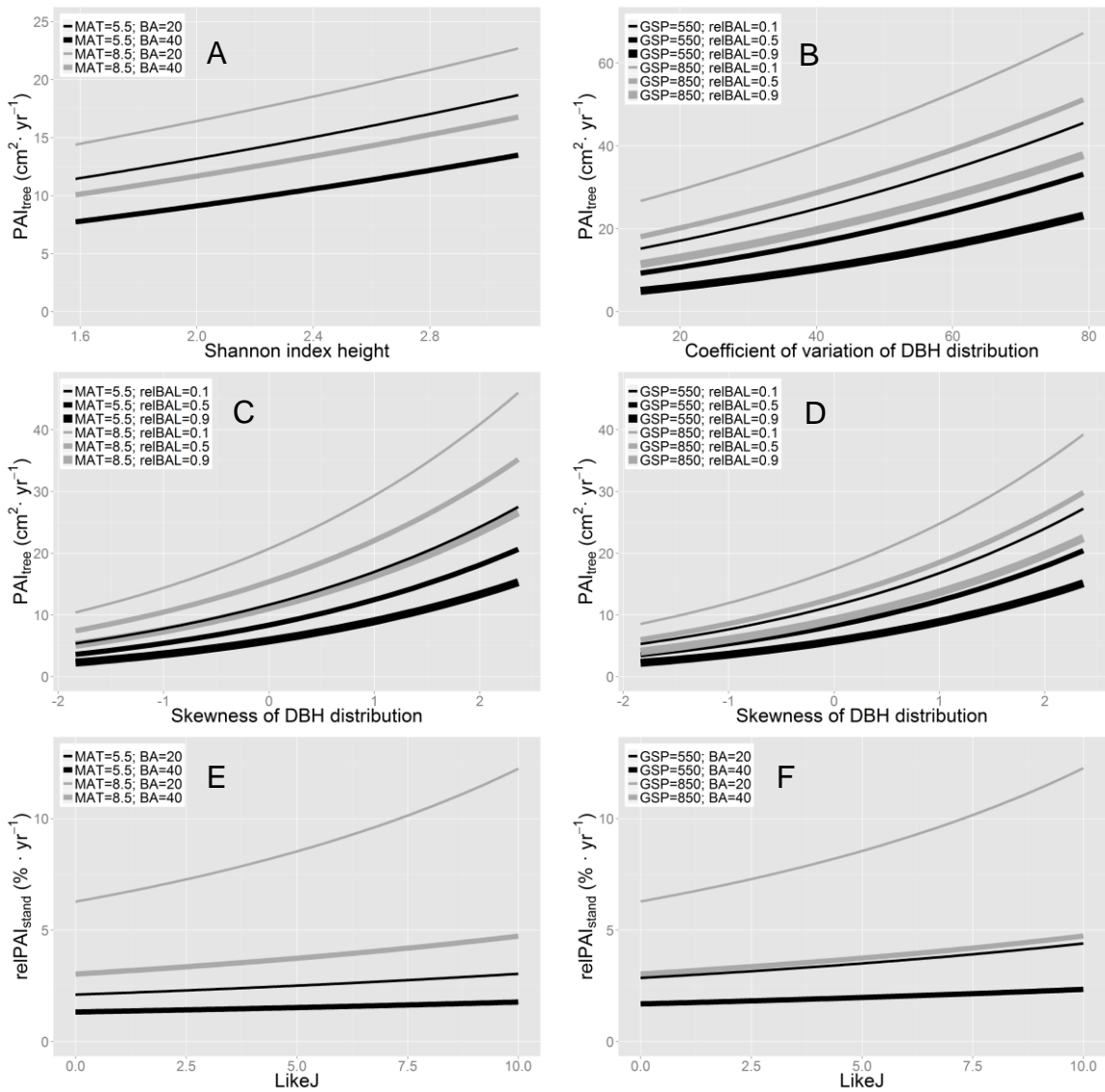


Abbildung 4: Effektkurven der Grundflächenzuwachsmodelle auf Einzelbaumebene (A: Buche, B: Fichte, C und D: Tanne) und Bestandesebene (E, F). In jeder Teilgrafik wurden zwei der Variablen variiert und gleichzeitig alle anderen Variablen konstant gehalten. MAT: mittlere Jahrestemperatur (mT), GSP: Niederschlag während der Vegetationsperiode (P_{veg}).

2.5.3 MODELLEVALUIERUNG

In Tabelle 9 sind die Werte der Evaluierungskenngrößen zusammengefasst. Sie beziehen sich auf Modellvorhersagen für den Evaluierungsdatensatz und beinhalten lediglich die festen Effekte. In den Bestandesmodellen treten relative mittlere Abweichungen (\bar{e} %) zwischen 15 und -23 % auf, wobei bei Tanne ein Trend zur Überschätzung, bei Fichte und Buche zur Unterschätzung beobachtet wurde. Für das Modell auf Bestandesebene beläuft sich die relative mittlere Abweichung auf sehr geringe -3 %.

Tabelle 9: Evaluierungskenngrößen der vier besten Modellanpassungen

	Diversity index	\bar{e}	\bar{e} %	RMSE	EF
PAI_{tree} (Fir)	Skew	3.3864	15.8	17.9238	0.5135

	GCd	4.0448	18.9	17.5077	0.5358
	Hh	4.8645	22.8	18.409	0.4868
<i>PAI_{tree}</i> (Spruce)	VarD	-2.9680	-16.4	15.2450	0.2803
	GCd	-4.1476	-22.9	16.6875	0.1377
	VarH	-3.0843	-17.0	16.0529	0.2020
<i>PAI_{tree}</i> (Beech)	Hh	-2.7931	-23.2	9.2095	0.4391
<i>relPAI_{stand}</i>	LikeJ	-0.0998	-3.2	4.0047	0.1095
	Hs	-0.1498	-4.9	4.0344	0.0963
	Skew	-0.1934	-6.3	3.8529	0.1758

Betrachtet man die Unterschiede zwischen dem jeweils besten Modell und den Modellen mit anderen Diversitätsindices, fallen erhebliche Unterschiede in der relativen mittleren Abweichung auf. So weist beispielsweise das Tannen-Einzelbaummodell mit der Schiefe als Diversitätsmaß (Skew) eine um etwa 7 Prozentpunkte geringere mittlere Abweichung ($\bar{\epsilon} \% = 16\%$) auf als das gleiche Modell mit dem Shannon-Index der Höhendiversität (Hh, $\bar{\epsilon} \% = 23\%$). Obwohl also die AIC-Werte dieser alternativen Modellanpassungen keine eklatanten Unterschiede aufwiesen (Tabelle 8), stellen sich bei der Modellanwendung und der Modellevaluierung deutliche Unterschiede zwischen den Diversitätsindices heraus.

2.6 DISKUSSION

2.6.1 DIVERSITÄT UND PRODUKTIVITÄT

Die Beschreibung von Waldstrukturen beruht nach Pommerening (2002) auf drei Elementen: räumliche Verteilung, Artendiversität und Variabilität der Baumdimensionen. Bei der Analyse der Beziehung zwischen Diversität und Produktivität liegt der Fokus allerdings häufig auf dem Aspekt der Artendiversität (Vila et al. 2013). Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Produktivität und Diversität der Baumdimensionen sind weniger häufig (Berrill und O’Hara 2013, Edgar und Burk 2001, Lei et al. 2009, Liang et al. 2005, Liang et al. 2007).

Die meisten der Untersuchungen mit Schwerpunkt Artendiversität finden eine positive Korrelation zwischen Produktivität und Artendiversität (Amoroso und Turnbull 2006, Caspersen und Pacala 2001, Edgar und Burk 2001, Pretzsch und Schütze 2009, Vallet und Pérot 2011), wobei auch über neutrale oder negative Zusammenhänge berichtet wurde (Edgar und Burk 2001, Vilà et al. 2003). Als Gründe für positive Korrelationen werden z. B. ökophysiologische Komplementarität (Forrester et al. 2013, Forrester und Albrecht 2014) und direkte gegenseitige Unterstützung von Arten (erleichternde Interaktionen, *facilitative interactions*, Forrester et al. 2006) diskutiert.

In unserer Untersuchung zeigten sich die Effekte der Artendiversität überwiegend als nicht signifikant (Tabelle 8). Dieses Ergebnis ist zunächst im Vergleich zu den vorgenannten Studien verwunderlich. Bei zweiter Betrachtung kann man diesen Befund jedoch damit erklären, dass im untersuchten Datensatz die Indices zur Beschreibung von Arten- und Strukturdiversität korreliert sind. Damit sind offenbar auch Informationsanteile der Artendiversität in den Indices zur Strukturdiversität enthalten. Und da in unserer Untersuchung die Indices der Strukturdiversität die höchste Erklärungskraft aufweisen, ist somit auch indirekt der wachstumsfördernde Effekt der Artendiversität quantifiziert. Ergebnisse weniger anderer Autoren bestätigen den Befund, dass in relativ artenarmen Waldökosystemen in Mitteleuropa und borealen Wäldern baumdimensionsbezogene Strukturdiversität eine größere Rolle spielt als die Artendiversität (Lexerød und Eid 2006b, Neumann und Starlinger 2001).

2.6.2 BEDEUTUNG UNTER KLIMAWANDEL

Höhere Temperaturen waren im untersuchten Datensatz systematisch mit höheren Zuwächsen assoziiert. Damit sind wachstumseinschränkende oder vitalitätssenkende Auswirkungen aufgrund fortschreitender Temperaturerhöhung unter Klimawandel nicht anzunehmen oder zu befürchten. Da unsere Untersuchungen aber rein empirischer Art sind, können wir nicht abschätzen, ob bei eventueller extremer Erderwärmung nicht doch schädigende Effekte auftreten können, die Bäume in Zukunft labilisieren und auch physiologisch schädigen und damit Zuwachsreduktionen mit sich bringen. Insgesamt ist anzumerken, dass die Untersuchungsbestände schwerpunktmäßig in heute kühl-feuchten Lagen anzutreffen sind, also in Bereichen, die nicht zu den heute schon kritischsten zählen. Bei Untersuchungen in Gebieten mit trocken-heißen Sommern wären durchaus andere Ergebnisse denkbar. Interessante Vergleiche für Fichte und Tanne in Baden-Württemberg mit weitestgehend ähnlichen Ergebnissen lässt die Arbeit von Kohnle et al. (2014) zu.

2.7 BEDEUTUNG UND NUTZEN DER ERGEBNISSE FÜR DAS LAND BADEN-WÜRTTEMBERG

Für montane Waldgegenden lässt sich auf der Grundlage unserer Ergebnisse eine klare Folgerung formulieren: Auch unter steigenden Temperaturen lässt sich durch eine Erhöhung der Strukturdiversität (Vielfalt der Baumdimensionen) das Wachstum von Bäumen und Waldbeständen fördern. Damit können mit waldbaulichen Maßnahmen die anzunehmenden negativen Auswirkungen des Klimawandels teilweise kompensiert werden. Die Wälder in kühl-montanen Regionen Baden-Württembergs werden vermutlich auch unter moderaten Temperaturerhöhungen in Zukunft wuchskräftig und vital bleiben, wenn sie durch strukturerhöhende Waldbaumaßnahmen darauf vorbereitet werden.

2.8 LITERATUR

Albrecht, A., Kohnle, U. und Nagel, J., 2011. Übertragbarkeit empirischer statistischer Waldwachstumsmodelle: Prüf- und Anpassungsverfahren anhand des Beispiels BWinPro für Baden-Württemberg. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 182(1/2), S. 11-23

Amoroso, M. und Turnblom, E., 2006. Comparing productivity of pure and mixed Douglas-fir and western hemlock plantations in the Pacific Northwest. Canadian Journal of Forest Research 36(6), S. 1484-1496

- Berrill, J.-P. und O'Hara, K. L., 2013. Estimating site productivity in irregular stand structures by indexing the basal area or volume increment of the dominant species. *Canadian Journal of Forest Research* 44(1), S. 92-100
- Box, G. E. und Cox, D. R., 1964. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, S. 211-252
- Buongiorno, J., Dahir, S., Lu, H.-C. und Lin, C.-R., 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. *Forest Science* 40(1), S. 83-103
- Caspersen, J. P. und Pacala, S. W., 2001. Successional diversity and forest ecosystem function. *Ecological Research* 16(5), S. 895-903
- Cole, W. G. und Lorimer, C. G., 1994. Predicting tree growth from crown variables in managed northern hardwood stands. *Forest Ecology and Management* 67(1), S. 159-175
- Dormann, C. F., Elith, J., Bacher, S., Buchmann, C., Carl, G., Carré, G., Marquéz, J. R. G., Gruber, B., Lafourcade, B., Leitão, P. J., Münkemüller, T., McClean, C., Osborne, P. E., Reineking, B., Schröder, B., Skidmore, A. K., Zurell, D. und Lautenbach, S., 2013. Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance. *Ecography* 36(1), S. 027-046
- Edgar, C. B. und Burk, T. E., 2001. Productivity of aspen forests in northeastern Minnesota, U.S.A., as related to stand composition and canopy structure. *Canadian Journal of Forest Research* 31(6), S. 1019-1029
- Forrester, D. I., Bauhus, J., Cowie, A. L. und Vanclay, J. K., 2006. Mixed-species plantations of Eucalyptus with nitrogen-fixing trees: A review. *Forest Ecology and Management* 233(2), S. 211-230
- Forrester, D. I., Kohnle, U., Albrecht, A. T. und Bauhus, J., 2013. Complementarity in mixed-species stands of *Abies alba* and *Picea abies* varies with climate, site quality and stand density. *Forest Ecology and Management* 304(0), S. 233-242
- Forrester, D. I. und Albrecht, A. T., 2014. Light absorption and light-use efficiency in mixtures of *Abies alba* and *Picea abies* along a productivity gradient. *Forest Ecology and Management* 328(0), S. 94-102
- Hanewinkel, M., Kuhn, T., Bugmann, H., Lanz, A. und Brang, P., 2014. Vulnerability of uneven-aged forests to storm damage. *Forestry*, S.
- Kiernan, D. H., Bevilacqua, E. und Nyland, R. D., 2008. Individual-tree diameter growth model for sugar maple trees in uneven-aged northern hardwood stands under selection system. *Forest Ecology and Management* 256, S. 1579-1586
- Kohnle, U., Albrecht, A., Lenk, E., Ohnemus, K. und Yue, C., 2014. Zuwachstrends im Spiegel langfristiger Versuchsflächen in Südwestdeutschland. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 5/6, S. 97-117
- Lei, X., Wang, W. und Peng, C., 2009. Relationships between stand growth and structural diversity in spruce-dominated forests in New Brunswick, Canada. *Canadian journal of forest research* 39(10), S. 1835-1847
- Lexerød, N. L. und Eid, T., 2006a. An evaluation of different diameter diversity indices based on criteria related to forest management planning. *Forest Ecology and Management* 222(1), S. 17-28
- Lexerød, N. L. und Eid, T., 2006b. An evaluation of different diameter diversity indices based on criteria related to forest management planning. *Forest Ecology and Management* 222(1-3), S. 17-28

- Liang, J., Buongiorno, J. und Monserud, R. A., 2005. Growth and yield of all-aged Douglas-fir - western hemlock forest stands: a matrix model with stand diversity effects. *Canadian Journal of Forest Research* 35(10), S. 2368-2381
- Liang, J., Buongiorno, J., Monserud, R. A., Kruger, E. L. und Zhou, M., 2007. Effects of diversity of tree species and size on forest basal area growth, recruitment, and mortality. *Forest Ecology and Management* 243(1), S. 116-127
- Magurran, A. E., 2004. *Measuring biological diversity*. Blackwell Publishing, Malden, 264 S.
- Neumann, M. und Starlinger, F., 2001. The significance of different indices for stand structure and diversity in forests. *Forest ecology and Management* 145(1), S. 91-106
- Pinheiro, J. und Bates, D., 2000. *Mixed-effects models in S and S-PLUS*. 1st. Auflage, Springer, New York, 530 S.
- Pokharel, B. und Dech, J. P., 2012. Mixed-effects basal area increment models for tree species in the boreal forest of Ontario, Canada using an ecological land classification approach to incorporate site effects. *Forestry* 85(2), S. 255-270
- Pommerening, A., 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry* 75(3), S. 305-324
- Pretzsch, H., 2002. *Grundlagen der Waldwachstumsforschung*. Parey, Berlin, S.
- Pretzsch, H. und Schütze, G., 2009. Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: evidence on stand level and explanation on individual tree level. *European Journal of Forest Research* 128(2), S. 183-204
- Pretzsch, H., 2010. *Forest dynamics, growth, and yield*. Springer, Berlin, 664 S.
- Staudhammer, C. L. und LeMay, V. M., 2001. Introduction and evaluation of possible indices of stand structural diversity. *Canadian journal of forest research* 31(7), S. 1105-1115
- Sterba, H. und Zingg, A., 2006. Abstandsabhängige und abstandsunabhängige Bestandesstrukturbeschreibung. *Allgemeine Forst und Jagdzeitung* 177(8/9), S. 169-176
- Uzoh, F. C. und Oliver, W. W., 2006. Individual tree height increment model for managed even-aged stands of ponderosa pine throughout the western United States using linear mixed effects models. *Forest Ecology and Management* 221(1), S. 147-154
- Vallet, P. und Pérot, T., 2011. Silver fir stand productivity is enhanced when mixed with Norway spruce: evidence based on large-scale inventory data and a generic modelling approach. *Journal of Vegetation science* 22(5), S. 932-942
- Vanclay, J. K. und Skovsgaard, J. P., 1997. Evaluating forest growth models. *Ecological Modelling* 98(1), S. 1-12
- Vila, M., Carrillo-Gavilan, A., Vayreda, J., Bugmann, H., Fridman, J., Grodzki, W., Haase, J., Kunstler, G., Schelhaas, M. und Trasobares, A., 2013. Disentangling biodiversity and climatic determinants of wood production. *PLoS One* 8(2), S. e53530
- Vilà, M., Vayreda, J., Gracia, C. und Ibáñez, J. J., 2003. Does tree diversity increase wood production in pine forests? *Oecologia* 135(2), S. 299-303
- Wilson, J. P. und Gallant, J. C., 2000. *Terrain analysis: principles and applications*. John Wiley & Sons, New York, S.

