

# Methoden für die Ermittlung, Modellierung und Prognose der Kohlenstoffspeicherung in Wäldern auf Grundlage permanenter Großrauminventuren

Inaugural-Dissertation zur  
Erlangung der Doktorwürde  
der Fakultät für Forst- und  
Umweltwissenschaften der  
Albert-Ludwigs-Universität  
Freiburg i. Brsg.

vorgelegt von

Jürgen Zell



Freiburg im Breisgau  
2008

Dekan: Prof. Dr. Heinz Rennenberg  
Referent: Prof. Dr. Marc Hanewinkel  
Korreferent: Prof. Dr. Dr. Dieter Pelz  
Disputationsdatum: 25. Juni 2008

# Danksagung

Mein besonderer Dank geht an Prof. Dr. Marc Hanewinkel, der mich über den gesamten Prozess der Arbeit hinweg unterstützt hat. Für alle Problem hatte er stets ein offenes Ohr und eine praktikable Lösung parat. Herrn Prof. Dr. Dr. Pelz möchte ich für die Übernahme des Korreferates danken.

Die Arbeit konnte nur durch die enge Anbindung an die Abteilung Biometrie- und Informatik der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg gedeihen. Hervorzuheben ist hier Dr. Gerald Kändler, der ein anspruchsvolles wissenschaftliches Team aufgebaut hat. Er selbst hat viel Zeit und Mühe investiert, um mich in der Arbeit zu unterstützen. Weiterhin geht mein Dank an das Team, das waren zu dieser Zeit: Dr. Edgar Kublin, Dr. Bernhard Bösch, Dr. Arne Nothdurft, Johannes Breidenbach und Heidi Bäuerle. Auch Dr. Matthias Schmidt, der mir die Grundlagen in R vermittelte, sei mein Dank ausgesprochen. Speziell Herrn Dr. Bernhard Bösch möchte ich für die gute und fachliche Unterstützung bei der Linearen Programmierung danken. In seiner Zeit als wissenschaftliche Hilfskraft war mir Thomas Maschler eine wertvolle Unterstützung bei der Literaturrecherche.

Für die fachlichen Korrekturen möchte ich mich bei Karl Tojic und Dr. Philipp Duncker bedanken. Für die sprachlichen Korrekturen geht mein Dank an Katharina Becker, Vanessa Scheel und Corinna Scheel, denen ich einiges an Formulierungen zugemutet habe.

Moralische Unterstützung gab mir immer wieder Corinna, sie konnte mich immer wieder aufbauen, wenn mir Zweifel an der Arbeit kamen. Sie hat die forstliche Welt, die verwendete Statistik und Ökonomie so sehr verinnerlicht, dass sie bei jeder fachlichen Diskussion ihren Mann stehen könnte.



# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1	Politischer Hintergrund . . . . .	2
1.2	Zielsetzung . . . . .	3
1.3	Übersicht . . . . .	6
1.3.1	Grundlagenmodelle . . . . .	6
1.3.2	Prognose . . . . .	8
1.4	Gegenwärtiger Kenntnisstand . . . . .	11
1.4.1	Fernerkundungsmethoden . . . . .	11
1.4.2	Inverse atmosphärische Modellierung und Eddy-Kovarianz- Technik . . . . .	11
1.4.3	Physiologische Prozessmodelle . . . . .	12
1.4.4	Forstwirtschaftliche Modelle und inventurbasierte Verfahren	12
1.4.5	Bodenkohlenstoffmodelle . . . . .	15
<b>2</b>	<b>Material und Methoden</b>	<b>17</b>
2.1	Volumenexpansions- und Biomassefunktionen . . . . .	17
2.1.1	Theorie . . . . .	17
2.1.2	Datengrundlage . . . . .	18
2.1.3	Herleitung der Modelle . . . . .	21
2.1.4	Validierung . . . . .	31
2.2	Totholzabbaumodell . . . . .	34
2.2.1	Einleitung und Hintergrund . . . . .	34
2.2.2	Datengrundlage . . . . .	34
2.2.3	Modellierung . . . . .	35
2.3	Stärkeklassenmodelle . . . . .	40
2.3.1	Einleitung . . . . .	40
2.3.2	Mathematische Formulierung . . . . .	40
2.3.3	Datengrundlage . . . . .	42
2.3.4	Kalibrierung der Wachstumsmatrix . . . . .	45
2.3.5	Kalibrierung der Entnahmematrix . . . . .	47
2.3.6	Schätzung des echten Einwuchses . . . . .	48
2.4	Prognosen . . . . .	50
2.4.1	Die Lineare Programmierung . . . . .	50
2.4.2	Annahmen des Prognosemodells . . . . .	50
2.4.3	Mathematische Formulierung des LP-Prognosemodells . . . .	53

<b>3</b>	<b>Ergebnisse</b>	<b>59</b>
3.1	Volumenexpansionsfunktionen . . . . .	59
3.2	Biomassefunktionen . . . . .	61
3.2.1	Buche . . . . .	62
3.2.2	Fichte . . . . .	65
3.3	Totholzabbau . . . . .	67
3.3.1	Einfache Abbaumodelle . . . . .	67
3.3.2	Erweiterte Abbaumodelle . . . . .	68
3.4	Stärkeklassenmodell . . . . .	73
3.4.1	Parameter der Wachstumsmatrix . . . . .	73
3.4.2	Parameter der Entnahmematrix . . . . .	76
3.4.3	Echter Einwuchs . . . . .	76
3.4.4	Validierung . . . . .	78
3.5	Prognosen mittels Linearer Programmierung . . . . .	80
3.5.1	Baumartengruppe Fichte, Tanne, Douglasie . . . . .	80
3.5.2	Baumartengruppe Buche . . . . .	86
3.5.3	Entwicklung der C-Speicherung aller Baumartengruppen . . . . .	90
3.5.4	Produktionsmöglichkeitsgrenze Holzernte und C-Speicherung . . . . .	95
<b>4</b>	<b>Diskussion und Ausblick</b>	<b>99</b>
4.1	Volumenexpansionsfunktionen und Biomassefunktionen . . . . .	99
4.1.1	Vergleich der Biomassefunktionen mit Funktionen und Daten aus der Literatur . . . . .	101
4.1.2	Annahmen zur Varianz in Biomasseschätzungen . . . . .	107
4.2	Totholzabbaumodell . . . . .	108
4.3	Prognosemodell . . . . .	110
4.3.1	Parameterschätzung . . . . .	110
4.3.2	Vergleich mit Altersklassenmodellen . . . . .	111
4.3.3	Umtriebszeiten und Gleichgewichtsverteilungen . . . . .	112
4.3.4	Vergleich mit anderen Ansätzen der LP . . . . .	113
4.3.5	Vergleich mit tatsächlichem Einschlag und prognostiziertem Einschlag nach WEHAM . . . . .	114
4.3.6	Zinsforderung des Bewirtschafters . . . . .	116
4.3.7	Verzinsung der C-Speicherung . . . . .	117
4.3.8	Totholz und Sturm . . . . .	118
4.3.9	Zusammenfassung der Prognoseergebnisse . . . . .	119
<b>5</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>121</b>
5.1	Volumenexpansionsfunktionen . . . . .	121
5.2	Biomassefunktionen . . . . .	122
5.3	Totholzabbau . . . . .	122
5.4	Stärkeklassenmodell . . . . .	123
5.5	Prognosen . . . . .	124

<b>6 Summary</b>	<b>126</b>
6.1 Volume Expansion Functions . . . . .	126
6.2 Biomass Functions . . . . .	126
6.3 Decomposition of Deadwood . . . . .	127
6.4 A Matrix Model for permanent Inventories . . . . .	127
6.5 Forecasting Carbon Stocks and Harvesting Volume . . . . .	128
<b>7 Anhang</b>	<b>129</b>
7.1 Abgrenzung der C-Pools im Wald nach IPCC (2003) . . . . .	129
7.2 Parameter der Volumenexpansionsfunktionen . . . . .	130
7.3 Parameter Biomassefunktionen . . . . .	133
7.4 Totholzabbau . . . . .	137
7.5 Holzeinschlag ehemalige BRD . . . . .	139
<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>141</b>

# Tabellenverzeichnis

2.1	Wertebereich der acht Baumarten in den „Massentafeln“ von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) . . . . .	20
2.2	Test zweier allometrischer Modelle zur Vorhersage der Biomasse von Fichte, mit und ohne Varianzfunktion . . . . .	29
2.3	Übersicht zum Validierungsdatensatz für die oberirdische Biomasse der Fichte . . . . .	32
2.4	Übersicht der klimatischen Daten und Studien, die für das Abbaumodell verwendet wurden . . . . .	36
2.5	Übersicht zur Baumartengruppierung . . . . .	43
3.1	Parameter der Volumenexpansionsfunktion der Fichte . . . . .	60
3.2	Ergebnisse des additiven Modells (Zielgröße: $D_V/B_V$ , Modellbeschreibung in Gleichung 2.6) für die Fichte . . . . .	61
3.3	Vergleich des verallgemeinerten linearen Modells (GLM) und des additiven Modells (GAM) für die Fichte . . . . .	61
3.4	Parameter der einfachen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche . . . . .	62
3.5	Parameter der formabhängigen, einfachen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche . . . . .	63
3.6	Parameter der multiplen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche . . . . .	64
3.7	Parameter der formabhängigen und multiplen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche . . . . .	64
3.8	Parameter der allometrischen Biomassefunktion bei der Fichte . . . . .	66
3.9	Ergebnisse der einfachen Abbaumodelle für das Totholz . . . . .	67
3.10	Ergebnisse der Parameterschätzung für das erweiterte Abbaumodell . . . . .	69
3.11	Die fixen Effekte des gemischten Modells für den Totholzabbau . . . . .	72
3.12	Mittlerer Einwuchs nach Baumartengruppen . . . . .	76
7.1	Parameter der Volumenexpansionsfunktion . . . . .	130
7.2	Parameter der allometrischen Biomassefunktionen für die Baumarten Birke, Eiche, Erle, Lärche, Kiefer und Tanne . . . . .	133
7.3	Quantile des unechten Formquotienten . . . . .	136
7.4	Mittelwerte zu den baumartenspezifischen Variablen des Totholzabbaumodells und Schätzwerte der zufälligen Effekte . . . . .	137



# Abbildungsverzeichnis

1.1	Übersicht zur Erstellung der Biomassefunktionen . . . . .	6
1.2	Übersicht: Zusammenspiel der entwickelten Methoden und Teilmodelle . . . . .	8
1.3	Systemgrenzen Prognosemodell . . . . .	10
2.2	Residuen der Volumenexpansionsfunktionen der Fichte . . . . .	24
2.3	Residuen der Quotientenschätzung der Fichte . . . . .	26
2.4	Vergleich verschiedener Baumholzschätzungen . . . . .	27
2.5	Vergleich nichtstandardisierte und standardisierte Residuen . . . . .	28
2.6	Beispiel: Biomassedaten nach CIENCIALA ET AL. (2005) mit verschiedenen Varianzannahmen in der Parameterschätzung . . . . .	30
2.7	Beispiel gemischtes Modell: Durchlaufzeiten von Ultraschallwellen in Bahngleisen . . . . .	39
2.8	Beispiel: Vergleich verschiedener Schätzungen der Verbleibswahrscheinlichkeiten für FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie) . . . . .	47
2.9	Nettoerlöse der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie) und Buche über den Stärkeklassen . . . . .	52
3.1	Beobachtungen zur verbleibenden Totholzfraktion (%) und einfache Abbaufunktionen . . . . .	68
3.2	Verteilung der Residuen des erweiterten Abbaumodells . . . . .	70
3.3	Residuen des erweiterten und des gemischten Abbaumodells . . . . .	71
3.4	Stammzahlverteilungen zweifach gemessener Bäume (S-Kollektiv) im Vergleich mit prognostizierten Verteilungen . . . . .	74
3.5	Verbleibswahrscheinlichkeiten der Stärkeklassenmodelle . . . . .	75
3.6	Relative Entnahme: berechnet mit verschiedenen Schätzverfahren . . . . .	77
3.7	Vergleich der prognostizierten Stammzahlen durch verschiedene Parametrisierungen der Matrixmodelle . . . . .	79
3.8	Prognostizierte Stammzahlverteilungen der Baumartengruppe FiTaDgl zum Ende des Prognosezeitraums für alle Szenarien . . . . .	81
3.9	Verlauf und Zusammensetzung des Erntevolumens von vier Beispielszenarien der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie) . . . . .	83
3.10	Prognostizierte C-Speicherung der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie) . . . . .	84
3.11	Prognostizierte Stammzahlverteilungen der Buche zum Ende des Prognosezeitraums für alle Szenarien . . . . .	86

3.12	Verlauf und Zusammensetzung des Erntevolumens von vier Beispielenzenarien der Buche . . . . .	87
3.13	Prognostizierte C-Speicherung in der lebenden Biomasse der Buche . . . . .	88
3.14	Prognostizierte C-Speicherung der lebenden Biomasse, Gesamtwaldfläche alte Bundesländer . . . . .	90
3.15	Verlauf der mittleren C-Speicherung im Totholz Gesamtwald alte Bundesländer . . . . .	92
3.16	Vergleich zwischen der Senkenstärke im Totholz und der lebenden Biomasse . . . . .	93
3.17	Produktionsmöglichkeitskurve Holzernte und C-Speicherung . . . . .	96
3.18	Produktionsmöglichkeitskurve Holzernte und C-Speicherung mit verschiedenen Preisniveaus . . . . .	97
4.1	Vergleich einfacher allometrischer Zusammenhänge zur Biomasse-schätzung der Buche . . . . .	102
4.2	Vergleich von Biomassefunktionen der Buche mit zwei unabhängigen Variablen (Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe) . . . . .	103
4.3	Vergleich von Biomassefunktionen der Buche mit zwei unabhängigen Variablen (Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe) und zusätzlicher Schaftformabhängigkeit . . . . .	104
4.4	Biomassedaten aus der Literatur und der einfachen allometrischen Biomassefunktion für die Fichte . . . . .	105
4.5	Vergleich Biomassedaten aus der Literatur und Biomassefunktionen mit zwei unabhängigen Variablen für die Fichte . . . . .	106
4.6	Prognostizierte Erntevolumen der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie) sowie Vergleich mit Holzeinschlagsstatistik und WEHAM . . . . .	115
4.7	Prognostizierte Erntevolumen der Buche sowie Vergleich mit Holzeinschlagsstatistik und WEHAM . . . . .	116
7.1	Gesamter Holzeinschlag ehemalige BRD 1985-2005 . . . . .	139

# 1 Einleitung

Seit dem 18. Jahrhundert - dem Zeitalter der Industrialisierung - stieg die atmosphärische CO<sub>2</sub>-Konzentration von 280 ppm auf 367 ppm (IPCC, 2007). Die Zunahme dieses Gases intensiviert die Wärmerückstrahlung im langwelligen Infrarot-Bereich und man kann davon ausgehen, dass damit eine Klimaveränderung einhergeht. Dieser Treibhauseffekt wird die globale Mitteltemperatur, sowie andere klimatische Größen, wie den Niederschlag und die Bewölkung deutlich verändern. CO<sub>2</sub> hat im Vergleich zu anderen Treibhausgasen zwar eine niedrigere Wirkung in Bezug auf die Wärmerückstrahlung, seine relativ lange Lebensdauer, als auch die emittierte Menge führen aber dazu, dass es als Hauptverursacher des anthropogenen Klimawandels angesehen werden kann. Die zusätzliche Emission des Gases bewirkt eine Wärmerückstrahlung in Höhe von 1,66 W/m<sup>2</sup> und übersteigt damit die Summe der anderen Gase (CH<sub>4</sub>, N<sub>2</sub>O, Halogenkohlenwasserstoffe) deutlich (IPCC, 2007). Nur ein Teil (0,7 W/m<sup>2</sup>) der von der Sonne eintreffenden Strahlung wird direkt durch die erhöhte Wolkenbildung (Albedo) wieder abgeführt.

Die lebende Biomasse in Wäldern tauscht CO<sub>2</sub> mit der Atmosphäre über die Assimilation und Respiration aus. Solange sich die Wälder in der Aufbauphase befinden, liegt die Assimilationsrate über der Respirationsrate und es findet eine Nettoanreicherung an lebender Biomasse (die zu 50% aus Kohlenstoff besteht, KRAMER (1988)) statt. Im Unterschied zu ungestörten Naturwäldern, die sich in einem Fließgleichgewicht zwischen Biomasseaufbau und -abbau befinden, wird in Wirtschaftswäldern durch die Entnahme von Bäumen der Wald in seiner produktiven Aufbauphase gehalten (BURSCHEL & HUSS, 1997). Wegen ihrer hohen Kohlenstoffspeicherung ist der Schutz von Naturwäldern ein Ziel vieler Naturschutzverbände. Bei bewirtschafteten Wäldern wird die Kohlenstoffaufnahme jedoch kontrovers diskutiert (PISTORIUS ET AL., 2006).

Während in den Tropen und Subtropen großflächige Waldzerstörungen zum Anstieg der CO<sub>2</sub>-Belastung der Atmosphäre beitragen, weist Mitteleuropa eine positive Waldflächenbilanz und sehr hohe Holzvorräte je Hektar auf. Generell nehmen in der Nordhemisphäre die Vorräte in den Wäldern zu, so dass der Wald hier bis dato eine Nettosenke für CO<sub>2</sub> darstellt. So konnte für das Gebiet der ehemaligen Bundesrepublik Deutschland (BRD) eine C-Nettosenkenleistung der lebenden Biomasse in Höhe von 1,52 tC/ha/a, auf Grundlage der Bundeswaldinventurdaten für die Jahre 1987-2002 nachgewiesen werden (UBA, 2006). Unterstellt man die gleiche Senkenleistung in den neuen Bundesländern<sup>1</sup>, entspricht diese Senkenleistung 6,3% der

---

<sup>1</sup>Wahrscheinlich war die C-Senke dort höher, aufgrund der niedrigen Nutzung nach der Wiedervereinigung (UBA, 2006).

mittleren jährlichen Emissionen (1990-2002) in Deutschland. Für ein hochindustrialisiertes Land, das weltweit den sechsten Platz an CO<sub>2</sub>-Emissionen aufweist, ist dieser Beitrag der Forstwirtschaft durchaus erstaunlich. Ein wesentlicher Teil dieses Effektes resultiert aus dem Verzicht auf mögliche Holznutzung. Besonders bei ökonomisch weniger interessanten Baumarten wird nur ein Bruchteil des nachhaltig möglichen Hiebssatzes entnommen (BMELV, 2007).

### 1.1 Politischer Hintergrund

Die Klimarahmenkonvention der Vereinten Nationen (United Nations Framework Convention on Climate Change, UNFCCC) ist ein internationales Umweltabkommen mit der Absicht, eine anthropogene Störung des Klimas zu verhindern und die globale Erwärmung zu verlangsamen. Deutlicher Augenmerk der politischen Diskussion über die C-Speicherung in Wäldern und der damit zusammenhängenden atmosphärischen CO<sub>2</sub>-Konzentration liegt dabei auf der Landumwandlung (Aufforstung, Wiederaufforstung und Entwaldung). Aufgrund unsicherer Quantifizierung wird dem Bewirtschaftungseinfluss auf die C-Speicherung in Wäldern eine deutlich geringere Rolle zuerkannt. Das von den Vertragsstaaten ratifizierte Kyoto-Protokoll (KP) sieht vor, die Emissionen klimaschädlicher Gase zu reduzieren. In Artikel 3.4 des KP ist die Möglichkeit gegeben, Senkeneffekte durch Bewirtschaftung von existierenden Wäldern anrechnen zu lassen. Im Bonn Agreement der 6. Vertragsstaatenkonferenz (Conference of Parties, COP 7) wurde eine Einigung über den Umfang der Senken bereits existierender Wälder erzielt. Danach können 15% des Biomassezuwachses als Senke angerechnet werden. Diese Begrenzung (CAP) basiert auf der geschätzten C-Nettospeicherung im Jahr 1990. Deutschland hat sich für die Anrechnung dieser Senke entschlossen und kann somit maximal 1,24 MtC/a als Senkenleistung anerkennen lassen.

Aus Artikel 3.3 des KP geht hervor, dass die Länder der Annex I-Staaten die Kohlenstoffflüsse ihrer Landflächen bilanzieren müssen. Hierzu wurde der Zwischenstaatliche Ausschuss über Klimaveränderungen (Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC) beauftragt einen Sonderbericht zum Thema Landnutzung, Landumwandlung und Forstwirtschaft (Land Use, Land Use Change and Forestry, LULUCF) vorzulegen, mit dem Ziel die Vorgaben des KP technisch umzusetzen und Methoden der Bilanzierung zu beschreiben. Daraus hervorgegangen ist eine Anleitung, die Gute Fachliche Praxis (Good Practice Guidance, GPG), in der die Aufteilung für die Flächenbilanzen und Berechnungsmethoden recht detailliert beschrieben sind (IPCC, 2003). Im Nationalen Treibhausgasbericht (National Inventory Report, NIR) des Umweltbundesamtes wurden diese Vorgaben angewandt. Das Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (BMVEL), das für den Bereich Forstwirtschaft die Bilanz zu erstellen hat, beauftragte dazu die Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg (FVA). In dieser Zusammenarbeit wurden die Richtlinien auf der neuesten Datenbasis mit einfachen, aber allgemeinen Biomasseexpansionfunktionen umgesetzt.

Die gewünschten Bilanzdaten konnten auf dieser Grundlage geliefert werden (UBA, 2006; PISTORIUS & ZELL, 2005).

## 1.2 Zielsetzung

Zielsetzung der Arbeit ist es, plausible Modelle zur Vorhersage der vom Menschen unmittelbar beeinflussbaren Kohlenstoffvorräte unserer Wälder abzuleiten, um der politisch in Gang gesetzten Entwicklung zur Anrechenbarkeit der Senkenleistung der Forstwirtschaft einen wissenschaftlich fundierten Hintergrund zur Verfügung zu stellen. Von besonderem Interesse hierbei ist die Entwicklung der Kohlenstoffvorräte unserer Wälder in der Zukunft; hierzu sollten passenden Prognosemodelle entwickelt werden. In dieser Arbeit wird ein solches Modell entwickelt und die Möglichkeiten der Forstwirtschaft in Bezug auf eine erhöhte, temporäre Kohlenstoffaufnahme in Wäldern, dargestellt.

Als Datengrundlage für eine C-Betrachtung im Wald für Deutschland bietet sich die Bundeswaldinventur (BWI) an. Der Zweck dieser Inventur lag darin, einen Gesamtüberblick über die großräumigen Waldverhältnisse und forstlichen Produktionsmöglichkeiten zu geben. Im Zentrum stand dabei die Betrachtung des Rohstoffs Holz, der für die nachgelagerte Holzindustrie die wirtschaftliche Schlüsselgröße darstellt (BMELV, 2007). Fragen zur C-Speicherung im Wald wurden erst durch die internationalen Klimaabkommen zu einer wesentlichen Information, die aus den Inventuren und Modellen abgeleitet wird. In diesem Bereich gibt es daher noch Forschungs- und Entwicklungsbedarf.

Daraus ergibt sich für diese Arbeit, dass basierend auf den Informationen aus der Inventur die Quantifizierung der C-Vorräte verbessert werden soll. Im Fokus stehen dabei die C-Vorräte, die unmittelbar von menschlichem Handeln beeinflusst werden.

Daher sind für den Bereich „lebende Biomasse“<sup>2</sup> Methoden zu entwickeln, die aufbauend auf dem bisherigen Wissensstand eine bessere Schätzung der C-Vorräte ermöglichen. Aufgrund des umfangreichen Vorwissens im Bereich der Derbholzvolumenschätzung wurden **Expansionsfunktionen** entwickelt, die das Derbholzvolumen zum oberirdischen Gesamtbaumvolumen expandieren. Mithilfe dieser Expansionsfunktionen lassen sich allgemeinere **Biomassefunktionen** entwickeln. Diese verfolgen das Ziel, Biomasseschätzungen ohne eine Angabe zum Derbholzvolumen zu ermöglichen. Sie sollen weiterhin im Anwendungsbereich allgemein gültig sein und zudem den Vergleich zu anderen Biomassefunktionen ermöglichen.

Der Kohlenstoffvorrat im Totholz wird ebenfalls durch die Nachlieferung in Form von Ernteresten durch die Bewirtschaftung beeinflusst. Um eine zeitliche Entwicklung dieses Pools<sup>3</sup> darstellen zu können, ist es ein weiteres Ziel, ein auf Deutsch-

---

<sup>2</sup>Der Begriff „lebende Biomasse“ entspricht laut IPCC (2003) einem terrestrischen Pool des Sektors Land Use Change and Forestry (LUCF), deren Definition im Anhang 7.1 dargestellt ist.

<sup>3</sup>Der Begriff Pool wird in der guten fachlichen Praxis des IPCC (2003) verwendet, um abgrenz-

land anwendbares **Totholzabbaumodell** zu erstellen, mit dessen Hilfe klima- und baumartenspezifische Abbauraten hergeleitet werden können.

Die C-Vorräte der lebenden Biomasse der Wälder unterliegen Schwankungen, die sich als Differenz zwischen Zuwachs und Nutzung darstellen lassen. Die waldbauliche Behandlung steuert daher unmittelbar die Kohlenstoffspeicherung in diesem Bereich. Daher können die beiden Größen Holznutzung und C-Speicherung als konkurrierende Ziele der Waldbewirtschaftung verstanden werden. Um diesen Konflikt quantitativ untersuchen zu können, wurde ein Entscheidungsmodell entwickelt, bei dem die Holznutzung und gleichzeitige Inwertsetzung der C-Speicherung (in der lebenden Biomasse und dem Totholz) betrachtet wird. Durch die Variation politischer Randbedingungen (ausgedrückt in der Inwertsetzung des Kohlenstoffs) und wirtschaftlichen Annahmen (ausgedrückt durch die Zinsforderung des Bewirtschafters) kann der Zielkonflikt analysiert werden.

Um diese Idee umsetzen zu können, muss die Dynamik unserer Wälder beschrieben werden. Daher sollte das Modell die wesentlichen Elemente des Wirtschaftswaldes (Wachstum und Ernte) realitätsnah abbilden können. Da es mithilfe der Inventuren möglich ist, sehr genaue Aussagen zum Brusthöhendurchmesser und dessen Zuwachs abzuleiten, wurde ein **Stärkeklassenmodell** entwickelt.

Dieses Stärkeklassenmodell liefert die physikalische Grundlage, auf der das **Entscheidungsmodell** aufbaut. Das Entscheidungsmodell selbst besteht aus einer Zielfunktion, in der eine Bewertung der Holznutzung und C-Speicherung stattfindet, die beide von unterschiedlichen Erntestrategie bestimmt sind. Diese Zielfunktion wird maximiert, jedoch müssen etliche Nebenbedingungen eingehalten werden.

Mit den zuvor hergeleiteten Zusammenhängen (Expansionsfunktionen, Totholzabbaumodell) ist man in der Lage **Prognosen**, ausgehend vom heutigen Zustand unserer Wälder, durchzuführen. Dabei wird der unmittelbar menschlich beeinflusste C-Speicher unserer Wälder untersucht. Durch die Variation der Annahmen (Szenarien) können die Wirkungen politischer und wirtschaftlicher Rahmenbedingungen auf die jeweils optimierte Holzentnahme dargestellt werden. Das Ziel dieser Prognosen ist das Herausarbeiten der **Produktionsmöglichkeitsgrenze**<sup>4</sup>, der beiden konkurrierenden Güter Holz und C-Speicherung.

Nicht betrachtet wird der Bodenkohlenstoff und der Teil des organischen toten Materials, welcher aufgrund von Wachstumsprozessen gebildet wird. Auch die C-Vorräte der Bodenvegetation werden nicht betrachtet, da man vereinfachend davon ausgehen kann, dass diese Größen konstant sind sowie einen konstanten Umsatz (Streufall) aufweisen.

Dass sowohl der Anteil des Streufalls, der aus Wachstumsprozessen stammt, als auch der Bodenkohlenstoff für einen bestimmten Zeitraum (bis 2012) bei extremen waldbaulichen Szenarien nahezu konstant bleibt, konnte mit Modellrechnungen des Bodenkohlenstoffmodell YASSO (LISKI ET AL., 2005) von PISTORIUS ET AL.

---

bare Kohlenstoffvorräte zu bezeichnen.

<sup>4</sup>Der Begriff Produktionsmöglichkeitsgrenze stammt aus der Mikroökonomie und bezeichnet eine Kurve, die effiziente Outputkombinationen zweier Güter unter gegebenem Input beschreibt (PINDYCK & RUBINFELD, 2003).

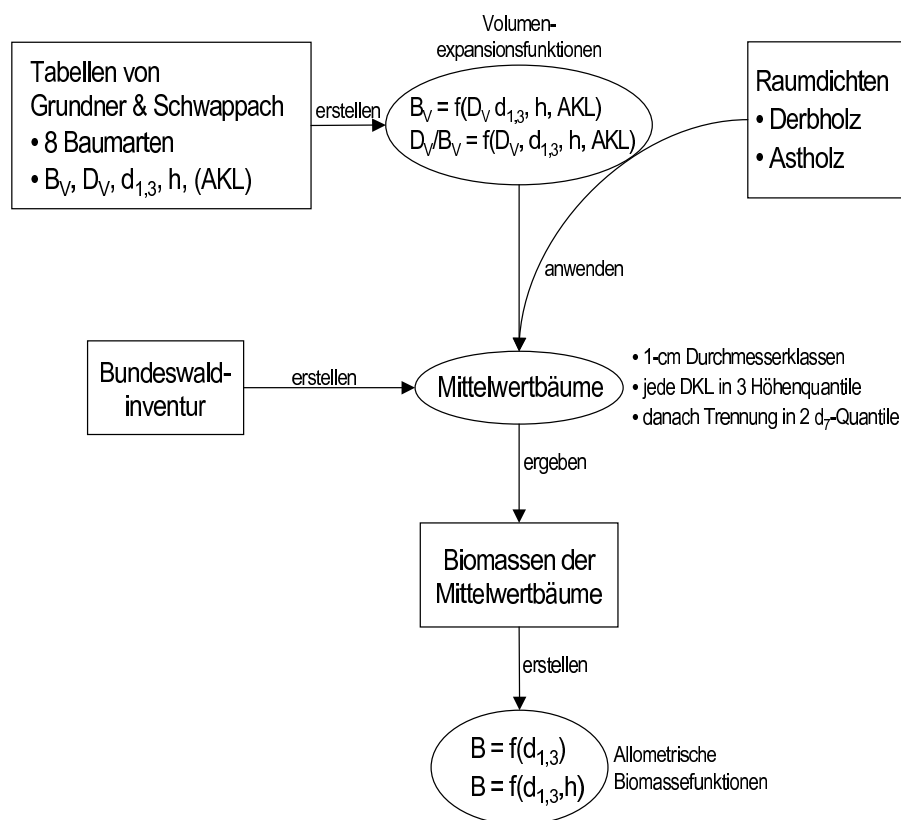
(2006) für die Wälder in Baden-Württemberg gezeigt werden. Dies rechtfertigt die Ausblendung dieser Größen, wenn der unmittelbare Einfluss menschlichen Handelns auf die C-Speicherung der Wälder untersucht werden soll.

Die Entwicklung und Anwendung der Biomassefunktionen bezieht auf die oberirdische Biomasse, der unterirdische Anteil wurde über ein konstantes Wurzel:Spross-Verhältnis („root:shoot ratio“) hergeleitet.

## 1.3 Übersicht

### 1.3.1 Grundlagenmodelle

Der erste Teil der Arbeit beschäftigt sich mit Grundlagenmodellen, die für die Prognosen der Kohlenstoffspeicherung (C-Speicherung) in Wäldern benötigt werden. Die Grundlagenmodelle zeichnen sich durch eine möglichst exakte und begründete Herleitung von allgemeinen Zusammenhängen aus. Alle drei Teile (Herleitung von Biomassefunktionen, Totholzabbaufunktionen und Entwicklung eines Stärkeklassenmodells) können als selbstständige Module betrachtet werden. Da sie unabhängig voneinander für andere Fragestellungen weiterverwendet werden können, wurden sie mit einer eigenen Einleitung versehen.



**Abbildung 1.1:** Übersicht zur Erstellung der Biomassefunktionen.  $B_V$  = Baumholzvolumen,  $D_V$  = Derbholzvolumen,  $d_{1,3}$  = Brusthöhendurchmesser,  $h$  = Baumhöhe,  $AKL$  = Altersklasse,  $d_7$  = Durchmesser in 7 m Höhe,  $B$  = Biomasse.

Zunächst wurden **Biomassefunktionen** entwickelt, die auf dem Derbholzvolumen aufbauen. Hierzu wurden Hilfsbeziehungen (Volumenexpansionsfunktionen) zur Expansion des Derbholzes aus den „Massentafeln“<sup>5</sup> von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) hergeleitet. Durch die Anwendung von mittleren Raumdichten (un-

<sup>5</sup>Gemeint sind Volumina und nicht Massen.



terschiedliche für das Derbholzvolumen und das expandierte Volumen) erhält man eine Schätzung der Biomasse.

Anschließend wurden Mittelwertbäume der acht Baumarten aus dem gesamten Datensatz der Bundeswaldinventur abgeleitet. Dieses Mittelwertbäume repräsentieren das Formenspektrum einheimischer Waldbäume. Dazu wurden die Bäume in 1-cm Durchmesserklassen eingeteilt, innerhalb dieser Klasse wurden dann drei Höhenquantile getrennt und diese wieder in zwei  $d_7^6$ -Quantile aufgeteilt. Damit erhält man sechs Gruppen innerhalb einer Durchmesserklasse, für die gleich viele Beobachtungen von Bäumen vorliegen. Deren Mittelwerte repräsentieren daher die Formunterschiede.

Aus den Biomasseschätzungen (mit dem obigen Verfahren) der Mittelwertbäume wurden allometrische Beziehungen abgeleitet, die als Biomassefunktionen verwendet werden können. Diese Beziehungen sind unabhängig von der Derbholzschätzung. Sie sind in dem Sinne allgemein gültig, da sie die Formunterschiede der Bäume adäquat berücksichtigen. Die Herleitung dieser Biomassefunktionen unterscheidet sich damit grundsätzlich von den üblichen Vorgehen in der Literatur, denn diese beziehen sich meist auf Biomasseerhebungen. Deswegen wurden ausführliche Vergleiche mit Biomassefunktionen und Daten aus der Literatur vorgenommen.

Im zweiten Grundlagenmodell wird der **Totholzabbau** untersucht. Da innerhalb von Deutschland nur zwei Studien zum Totholzabbau vorliegen, wurde ein allgemeines Totholzabbaumodell aus zugänglichen Studien erstellt. Das entwickelte Modell beschreibt den Abbau baumarten- und klimaspezifisch. Von diesem Modell wurden die Erwartungswerte für die Stichprobenpunkte der Bundeswaldinventur berechnet. Hierzu wurden die auf die Fläche von Deutschland interpolierten Werte der Klimanormalperiode (1960-1990) mit den Stichprobenpunkten der Bundeswaldinventur verschnitten. So konnten mittlere Abbauraten für die Baumarten für jeden Stichprobenpunkt hergeleitet werden. Die Abbauraten dienen zum einen der Herleitung des Anfangsvorrats an Kohlenstoff im Pool Totholz, zum anderen werden sie zur zeitlichen Weiterentwicklung des Pools benötigt (siehe mittlerer Strang in Abbildung 1.2).

Schließlich wurde ein **Stärkeklassenmodell** entwickelt, welches als Grundlage für die Prognose der C-Vorräte dienen soll. Es beruht direkt auf den Bundeswaldinventurdaten und hat Gültigkeit für das Gebiet der alten Bundesrepublik Deutschland. Für das Modell wurde aufgrund eines speziellen Schätzers der echte Einwuchs aus den Winkelzählproben der Bundeswaldinventur abgeleitet. Weiterhin wurde eine Schätzung der Verbleibs- und Entnahmewahrscheinlichkeiten mit dem selben Datenmaterial vorgenommen. Daher spiegelt das Modell als Ausgangspunkt den momentanen Zustand unserer Wälder wieder und ein realistisches Einschlagsniveau zu Beginn der Prognose wird unterstellt.

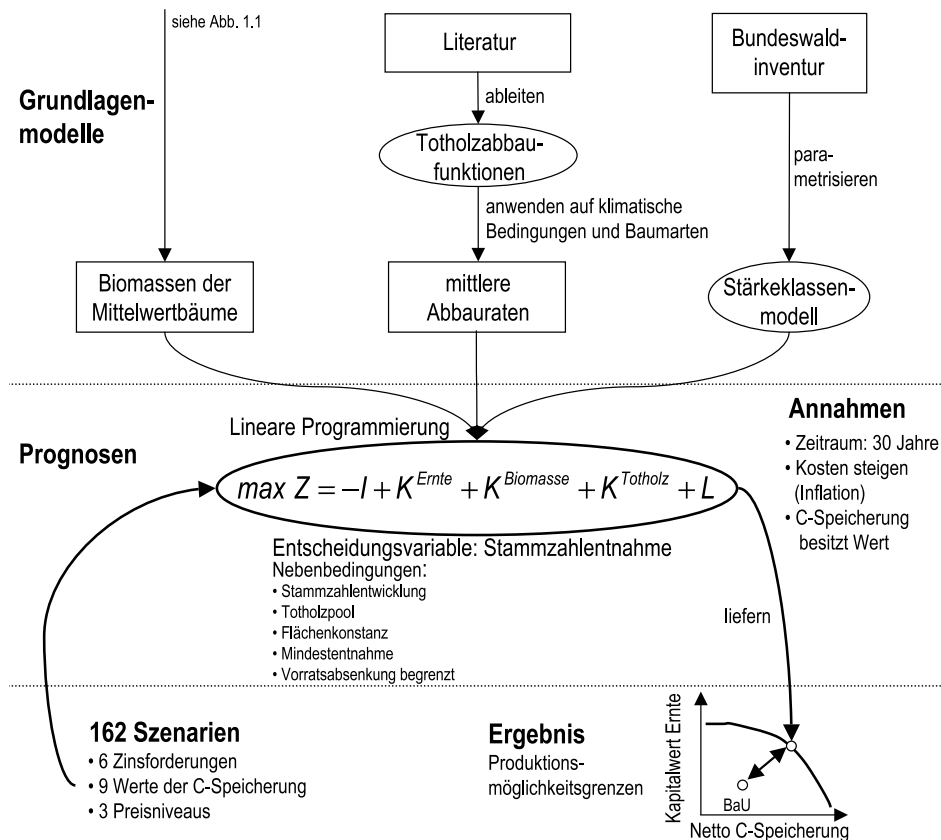
---

<sup>6</sup>Der  $d_7$  bezeichnet einen Durchmesser, der in 7 m Höhe erfasst wird. Er ermöglicht die Bestimmung der Schaftform des Baumes.

### 1.3.2 Prognose

Die Prognosen der C-Speicherung unserer Wälder verfolgen das Ziel, die zukünftig zu erwartende C-Speicherleistung unserer Wälder quantitativ zu beschreiben. Ausgangspunkt ist der Zustand des Waldes zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur 2 (2002). Dieser Zustand wird unter bestimmten Annahmen fortgeschrieben, um ein Bild davon zu bekommen, wie lange und unter welchen Bedingungen in unseren Wäldern eine Nettokohlenstoffbindung stattfindet. Dabei soll der Einfluss der Bewirtschaftung auf die C-Speicherung aufgezeigt werden.

Für die Prognose wurde der zukünftige Einschlag als Entscheidungsvariable in einer Linearen Programmierung umgesetzt. Dabei wird die Stammzahlentnahme solange verändert, bis ein optimaler Wert für die Zielfunktion gefunden wird. Dieser Wert entspricht einem bestimmten Kapitalwert der Ernte und einer Nettokohlenstoffeinspeicherung im Wald für die lebende Biomasse und den Pool Totholz. Diese



**Abbildung 1.2:** Übersicht: Zusammenspiel der entwickelten Methoden und Teilmodelle. Der Teil Biomasse ist detailliert gesondert dargestellt (Abbildung 1.1).  $Z$  = Zielfunktion,  $I$  = Investitionskosten,  $K^{Ernte}$  = Kapitalwert der Nettoeinnahmen durch Ernte,  $K^{Biomasse}$  = Kapitalwert des Pools lebende Biomasse,  $K^{Totholz}$  = Kapitalwert des Pools Totholz,  $L$  = Liquidationswert, BaU = Business as Usual (Bewirtschaftung wie bisher).

Wechselbeziehung zwischen dem Kapitalwert der Ernte und der C-Nettospeicherung wurde für verschiedene Szenarien durchgerechnet und abgebildet. Das Ziel der Modellierung ist das Aufzeigen der Produktionsmöglichkeitsgrenze zwischen den beiden Gütern.

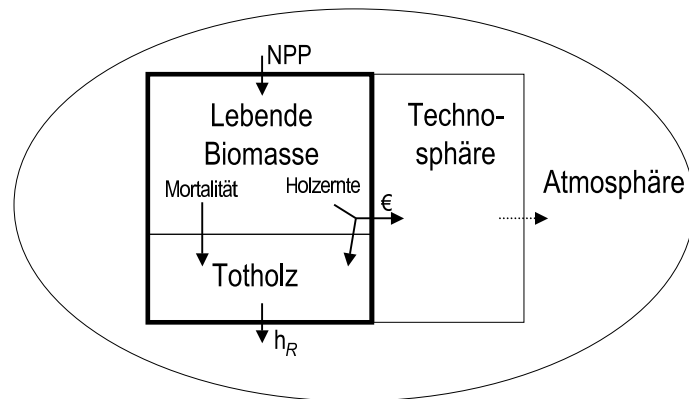
Die Zielfunktion der Linearen Programmierung basiert auf der Kapitalwertmethode. Dieses Vorgehen kann man als Investitionsprojekt betrachten, bei dem der gesamte Wald (hypothetisch) heute gekauft und nach 30 Jahren verkauft wird. Dadurch entstehen zwei Zahlungsströme, die Investition ( $I$ ) und die Liquidation ( $L$ ). Innerhalb dieser 30 Jahre wird Holz entnommen und dadurch werden Erlöse erwirtschaftet. Nimmt man weiterhin an, dass die Vorratsveränderung des Kohlenstoffs im Wald (lebende Biomasse und Totholz) einen Wert besitzt, können deren monetäre Größen ebenfalls quantifiziert werden. Eine Kohlenstoffzunahme kommt dann einer Einnahme gleich, ein C-Verlust einer Ausgabe. Die Summe all dieser Zahlungsströme, diskontiert zum Anfangszeitpunkt, entspricht der Zielfunktion, die durch den Einschlag beeinflusst ist.

Über Variationen politischer und wirtschaftlicher Annahmen konnten drei Hauptinflüsse untersucht werden. In ihrer Wirkung auf das Modellsystem wurden die Zinsforderung des Bewirtschafters, der Wert der C-Speicherung und unterschiedliche Holzpreise analysiert. Die Kombinationen können als Szenarien betrachtet werden, welche über den Einschlag modifiziert werden. Sie liefern daher unterschiedliche Kapitalwerte für die Holzernte und die C-Speicherung im Wald.

### **Systemgrenzen des Prognosemodells**

In Abbildung 1.3 sind die Grenzen, die mit dem Prognosemodell betrachtet werden, aufgezeigt. Aus der Atmosphäre wird Kohlenstoff durch die Photosynthese entzogen. Die Erhaltungs- und Wachstumsatmung führt direkt wieder zu einer Abgabe von  $\text{CO}_2$ . Die Flussgröße die hier betrachtet wird, ist der Nettofluss aus diesen beiden Prozessen, die Nettoprimärproduktion (NPP).

Durch Mortalität geht direkt ein Teil der lebenden Biomasse in den C-Vorrat des Totholzes über. Dieser Prozess wurde über zwei Wege hergeleitet. Zum einen wurde ein fester Anteil von Mortalität (und Pflegeeingriffen) am Gesamteinschlag berechnet. Zum anderen wurde in der höchsten Durchmesserklasse eine Mortalität unabhängig von der Ernte berechnet. Bei dem Prozess der Holzernte finden zwei Übergänge statt. Zum einen verbleibt ein Anteil des Gesamtbaumes im Wald, der dem Totholz zugerechnet wurde (unabhängig von dessen Durchmesser); zum anderen werden Holzernteprodukte in den Wirtschaftskreislauf aufgenommen. An dieser Stelle findet eine Bewertung des verkauften Holzes statt, die in der Zielfunktion erfasst wird. Der entnommene Kohlenstoff durchläuft daraufhin auf verschiedensten Wegen die Technosphäre; diese Prozesse wurden nicht betrachtet. Ausgeblendet wurden ebenfalls alle Prozesse, die Kohlenstoff im Boden bilden oder abgeben, sowie die Streuaufgabe.



**Abbildung 1.3:** Systemgrenzen des Prognosemodells. Betrachtet wird der Vorrat in der lebenden Biomasse und im Totholz. Übergänge finden statt von der Atmosphäre in die lebende Biomasse (Nettoprimärproduktion, NPP), von der lebenden Biomasse zum Totholz und der Technosphäre. Totholz wird nachfolgend abgebaut und durch heterotrophe Respiration ( $h_R$ ) findet ein Übergang zur Atmosphäre statt. Beim Übergang in die Technosphäre findet eine Bewertung der Holzernte statt. Nicht betrachtet werden der Vorrat und die Abbauprozesse von Hölzern und Holzprodukten innerhalb der Technosphäre.

## 1.4 Gegenwärtiger Kenntnisstand: Modelle und Methoden zur quantitativen Beschreibung der Kohlenstoffvorräte in Wäldern

Zahlreiche wissenschaftliche Untersuchungen, aus teilweise sehr unterschiedlichen Gebieten, befassen sich mit der Quantifizierung der Kohlenstoffvorräte in Wäldern. MARTIN ET AL. (2001) geben einen Überblick über Methoden, Bedingungen und Möglichkeiten der C-Sequestrierung.

Zum einen lassen sich die Methoden nach ihrer Zielsetzung und der damit einhergehenden räumlich-zeitlichen Auflösung unterscheiden, zum anderen nach dem Modellierungsprinzip, nämlich empirisch oder physiologisch begründete; bei diesen gibt es einen weiten Bereich von Überschneidungen. So können rein empirische Modelle ohne Vorwissen bei Extrapolationen leicht zu Fehleinschätzungen führen. Auf der anderen Seite zeichnen sich physiologische Modelle meist durch einen sehr hohen Parametrisierungsaufwand aus, da sie versuchen, die zugrunde liegenden biologisch-chemischen Prozesse darzustellen. Für großräumige Fragestellungen können dann oft die benötigten Daten nicht beschafft werden.

### 1.4.1 Fernerkundungsmethoden

Für große Flächen ohne terrestrische Inventur bilden Fernerkundungsmethoden geeignete Schätzverfahren zur Kohlenstoffquantifizierung in Wäldern. Hierzu werden Zusammenhänge zwischen der Vegetationshöhe und/oder der Landklassifikation und dem C-Vorrat hergeleitet. Dies erfolgt meist über die Kalibrierung indirekter Zusammenhänge, die auf recht genauen lokalen Messungen auf dem Boden basieren und anschließend in Verbindung mit der Klassifizierung der Landoberfläche aus Fernerkundungsverfahren gebracht werden. Eine solch großflächige C-Schätzung wurde z.B. für das Tapajos-Gebiet im Amazonas erstellt (NEEFF, 2005).

Schwierig bei diesem Verfahren ist die Übertragung lokaler Verhältnisse auf weite Gebiete, die zu hohen systematischen Fehlern führen können. Problematisch bei diesem Verfahren sind auch die Prognosen. So kann man zwar anhand der Veränderungen von Landflächenklassen Fortschreibung betreiben, diese kann aber lediglich Klassen wie etwa Wald/Nichtwald oder Primärwald/Sekundärwald unterscheiden und damit nicht eine veränderte Bewirtschaftung innerhalb der Klassifizierung erfassen.

### 1.4.2 Inverse atmosphärische Modellierung und Eddy-Kovarianz-Technik

Bei der Inversen atmosphärischen Modellierung des CO<sub>2</sub>-Gehalts wird mit Messdaten der Luft und mit Hilfe von Ausbreitungsmodellen auf die Quelle/Senke des CO<sub>2</sub> in der Vegetation geschlossen. Die geschätzte Kohlenstoffaufnahme der Vegetation dieser Modellierung liegen meist über den inventurbasierten C-Schätzungen, die

Bilanzen unterscheiden sich und die unbekannte Größe wird als fehlender C-Fluss (Missing Sink) in die Vegetation bezeichnet (JANSSENS ET AL., 2003).

Diese unbekannte Senke ist auch eine Begründung für direkte Messungen des CO<sub>2</sub>-Austausches zwischen Waldbeständen und der Atmosphäre. Für deren Erfassung hat sich seit den 1990er Jahren die Eddy-Kovarianz-Technik durchgesetzt. Diese Technik erlaubt eine kontinuierliche Bestimmung des turbulenten atmosphärischen Flusses an den Übergängen zwischen der Vegetationsoberfläche und der angrenzenden Atmosphäre (GRÜNWARD, 1999). Durch die Aufnahme der Daten an bestimmten horizontalen Punkten in der Waldvegetation (mithilfe von Türmen), ist die Erfassung der CO<sub>2</sub>-Konzentration auch von der vertikalen Luftbewegung beeinflusst, die zur Bilanzierung des CO<sub>2</sub>-Flusses korrigiert werden muss. Die recht aufwändige, punktartige Erfassung solcher Daten dient stärker dem wissenschaftlichen Interesse als der Bilanzierung großflächiger C-Senken im Wald.

### 1.4.3 Physiologische Prozessmodelle

Die hochaufgelöste Datengewinnung der Eddy-Kovarianz-Technik kann in Verbindung mit anderen Klimavariablen genutzt werden, um physiologische Prozessmodelle zu kalibrieren. Das zeitlich hochauflösende Modell Biome-BGC<sup>7</sup> etwa versucht die biogeochemischen Prozesse verschiedener Biome abzubilden (THORNTON ET AL., 2002). Hierzu wird eine Nettoökosystemproduktion berechnet, die innerhalb des Biomes alloziert wird. Die Nettoökosystemproduktion ist die Größe, die als Nettofluss nach der Wachstumsatmung, Erhaltungsatmung und der heterotrophen Respiration in dem Biomassepool erhalten bleibt. Sie ist akkumuliert mit der gesamten Bestandesbiomasse, einschließlich Totholz, vergleichbar. Treibende Größen der Produktion in dem Modell sind der Blattflächenindex und das Klima. Individuelle Bäume oder verschiedene Baumarten werden jedoch nicht unterschieden (lediglich 4 Waldbiome), was die Implementierung des forstwirtschaftlichen Eingreifens sehr erschwert. Dennoch hat SCHMID (2005) in der Schweiz entlang eines Höhengradienten plausible Werte für die C-Speicherung mit Bewirtschaftung berechnen und prognostizieren können. Vorteilhaft bei den physiologischen Modellen ist die Möglichkeit, veränderte Umweltbedingungen, wie sie sich durch einen Klimawandel ergeben können, zu berücksichtigen, während rein empirische Modelle lediglich Extrapolationen aus dem beobachteten Zeitraum und den damit verbundenen klimatischen Bedingungen zulassen.

### 1.4.4 Forstwirtschaftliche Modelle und inventurbasierte Verfahren

Innerhalb der Forstwirtschaft, bei der speziell die Holzernte von Bedeutung ist, gibt es auch eine ganze Reihe von Modellen für unterschiedliche Zielsetzungen. Für eine größere Region wie Deutschland könnten für die Frage der C-Sequestrierung

---

<sup>7</sup>BGC steht für Biological Geochemical Cycles.

die verfügbaren Modelle EFISCEN<sup>8</sup>, CO2-FIX, WEHAM, SILVA oder BWINPro eingesetzt werden. Mit der Frage des richtigen Modells für die Quantifizierung des Bewirtschaftungseinflusses auf die C-Sequestrierung in Wäldern hat sich in der Schweiz THÜRIG (2004) intensiv auseinandergesetzt und dabei EFISCEN mit dem Schweizer Modell MASSIMO, jeweils in Verbindung mit dem Bodenkohlenstoffmodell YASSO, verwendet und verglichen. Auch wenn die forstlichen Modelle ursprünglich nicht speziell für die Quantifizierung der C-Pools entwickelt wurden, ist es dennoch möglich, mit Umrechnungsfunktionen und -faktoren eine C-Schätzungen vorzunehmen (LEHTONEN ET AL., 2004; ZIANIS & MENCUCCINI, 2004).

**EFISCEN** (NABUURS ET AL., 2000) ist ein Matrixmodell, wobei die Zellen der Matrix Flächenanteile des Waldes repräsentieren. Die zwei Dimensionen der Matrix stellen Altersklassen und Volumenklassen dar. Für eine gegebene Altersklasse wird eine Verteilung der Flächen in Volumenklassen vorgenommen. Diese können entweder durch Mortalität um eine Volumenklasse fallen oder geerntet werden, dann erhöht sich die kleinste Altersklasse ohne Volumen (bare land) entsprechend, oder ein Teil der Fläche wechselt in die nächste Altersklasse mit höherem Volumen (Wachstum). Das Volumenwachstum wird durch eine Gleichung der Form  $I_V = a_0 + a_1 t^{-1} + a_2 t^{-2}$  parametrisiert ( $t$  = Bestandesalter,  $I_V$  = Volumenzuwachs und  $a_i$  = Parameter). In vielen Publikationen im europäischen Kontext wurden zur Parametrisierung aggregierte nationale Inventurdaten verwendet (SCHELHAAS ET AL., 2003; NABUURS ET AL., 2003). THÜRIG (2004) fand bei der Anwendung von EFISCEN große Unterschiede in den lokalen Vorhersagen innerhalb der Schweiz im Vergleich zu dem Modell MASSIMO, bezüglich der Erntevolumen, der Altersklassenbesetzungen und der Mortalität. Auch die tatsächlichen Waldbehandlungen konnten mit dem Modell nicht abgebildet werden. Dies liegt in der Modellstruktur begründet, da EFISCEN auf Altersklassenwäldern beruht, wie sie in Skandinavien vorherrschen. Daher wäre eine Anwendung in Deutschland fragwürdig, da zum einen der Anteil von ungleichaltrigen Beständen zunimmt und zum anderen gerade das Alter eine Größe ist, die nur sehr schwer zu messen ist, und daher häufig geschätzt wird, so auch in der Bundeswaldinventur.

Das Modell **CO2-FIX** (SCHELHAAS ET AL., 2004; MASERA ET AL., 2003) ist ein einfaches Verbuchungsinstrument, mit dem die Kohlenstoffflüsse des Waldes und der angrenzenden Technosphäre abgebildet werden. Es kann als Instrument direkt mit dem Kyoto-Protokoll in Verbindung gebracht werden, da es direkten Bezug zu den KP-Bilanzen herstellt. Auch in diesem Modell werden einfache Annahmen über das Wachstum getroffen. Es genügt die Beschreibung des Stammholzzuwachses (in Vfm/ha/a), der aus jeder Ertragstafel oder Waldinventur abgeleitet werden kann. Dieser Zuwachs wird dann über allometrische Zusammenhänge auf die verbleibenden Baumsegmente hochgerechnet. Das Modell hat einen modularen Aufbau und die angehängten Komponenten ermöglichen die angrenzende Sektoren zu betrachten. Die Bodenkohlenstoffspeicherung wird mit YASSO (LISKI ET AL.,

<sup>8</sup>Kurze Erläuterungen, zusammen mit den Literaturquellen, zu den Modellen werden im folgenden genannt.

2005) berechnet. Weiter existieren noch ein C-Produktmodul zur Beschreibung des Substitutionseffektes<sup>9</sup> und ein Ökonomiemodul zur Waldwertrechnung.

Als weitere Altersklassenwaldmodelle, die auch C-Flüsse berechnen, seien noch **FORMICA** (BÖTTCHER, 2007) und **FORCABSIM** (ROHNER & BÖSWALD, 2001) genannt. Der Zuwachs in FORMICA (FORest Management Impact on Carbon dynamics) ist durch eine logarithmische Funktion des letztjährigen Zuwachses abgebildet. Die Parameter für Zuwachs und Nutzung wurden anhand von Ertragstafeln abgeleitet. Wie zuvor in CO2-Fix wird das Derbholzvolumen zur Biomasse mithilfe von Biomasseexpansionsfaktoren umgerechnet.

Im Unterschied dazu wird in FORCABSIM (Forest Development and Carbon Budget Simulation Model) der Altersklassenwald zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur 1 in einer Matrixstruktur wiedergegeben. In dieser Form lassen sich theoretische Fließgleichgewichte, die mittels einer Entnahmestrategie erreicht werden, berechnen. Die Startwerte dieses Modells sind die Bundeswaldinventurdaten 1 (nur alte Bundesländer), der Zuwachs kommt hier ebenfalls aus Ertragstafeln. Die Umrechnung auf die gesamte lebende Biomasse geschieht hier mit den bekannten Biomasseexpansionsfaktoren von BURSCHEL ET AL. (1993).

Holzaufkommen und damit einhergehende wirtschaftliche Bedeutung für die Sägeindustrie werden für die Bundesrepublik Deutschland mit dem Modell **WEHAM** (Waldentwicklungs- und Holzaufkommensmodellierung) von BÖSCH (1995) prognostiziert. Grundlage der Fortschreibung in WEHAM sind die erfassten Bäume der Stichprobenpunkte der Bundeswaldinventur. Die Wachstumsfunktionen stammen direkt aus den Wiederholungsinventuren der Bundeswaldinventur. Entnahmen werden über Sollvorgaben vorgenommen. Das Durchforstungsmodell basiert auf einem Ertragstafelverlauf (MLR, 1993), während Endnutzungen nach Zieldurchmesserangaben oder Umtriebszeiten eingestellt werden können. In der Schweiz wurde das entsprechende Pendant **MASSIMO** (BRASSEL & LISCHKE, 2001) schon von THÜRIG (2004) genutzt, um C-Speicherleistungen der Wälder zu prognostizieren. Beide Modelle sind recht datenintensiv, da die Inventurpunkte fortgeschrieben werden müssen. Außerdem liefert WEHAM ein Rohholzpotenzial, welches deutlich vom tatsächlichen Holzeinschlag abweichen kann. Ein Szenario des bisherigen Einschlags (Business as Usual, BaU) wäre daher nur über ein iteratives Verändern der Durchforstungseinstellungen möglich.

Neben diesen großflächigen Prognosemodellen auf Stichprobenbasis gibt es die in Deutschland entwickelten, distanzabhängigen Einzelbaummodelle **SILVA** (PRETZSCH, 2001) und **BWINPro** (NAGEL ET AL., 2002), die aber beide konkrete Behandlungen für Bestände abbilden und daher zwar für die forstpraktische Umsetzung und Szenarienrechnung geeignet sind, indessen weniger für die Prognose großflächiger C-Speicherungen. Der Aufwand, der betrieben werden müsste, um solche Bestandesmodelle auf Bundesebene einzusetzen, wäre enorm.

Trotz der Datenmengen, die mit der Fortschreibung der Inventurdaten einher-

---

<sup>9</sup>Unter Substitutionseffekt versteht man die Einsparung von CO<sub>2</sub>-Emissionen durch die Verwendung von Produkten, die weniger Emissionen in ihrer Herstellung benötigen.



gehen, gibt es Studien zur C-Speicherung in großen Regionen, die als Grundlage die Inventurdaten mit Modellen fortschreiben und eine bestimmte Anzahl von Szenarien abspeichern, die anschließend mit der **Linearen Programmierung** (LP) analysiert werden können. Beispiele hierfür sind in HOEN & SOLBERG (1994) und BACKÉUS ET AL. (2005) zu finden. Mit der LP können die zuvor angefertigten Szenarien in ihrer Wirkung auf die C-Speicherung und die Holzernte analysiert werden, indem mit der Kapitalwertmethode und einem fiktiven Wert für die C-Speicherung optimale Behandlungsvarianten ausgewählt werden. Damit ist man in der Lage, die zwei Ziele der C-Speicherung und der Holzernte vergleichbar zu machen.

### 1.4.5 Bodenkohlenstoffmodelle

Das Bodenkohlenstoffmodell **YASSO** von LISKI ET AL. (2005) wurde in Finnland entwickelt. Es ist auch als Teilmodul in CO<sub>2</sub>-FIX enthalten und wurde von THÜRIG (2004) in der Schweiz sowie von BÖTTCHER (2007) im europäischen Raum angewandt. YASSO beschreibt den Fluss des Kohlenstoffs von der zu Boden fallenden Streu und des Totholzes bis zum stabilen Bodenkohlenstoff in idealisierten chemischen Kompartimenten. Das Modell macht Annahmen über die Temperatur- und Trockenheitsabhängigkeit der Abbauraten. Diese gehen auf Studien von LISKI ET AL. (2003) und PALOSUO ET AL. (2005) zurück. LISKI ET AL. (2003) haben Streuabbauraten von 34 europäischen Standorten und 26 nordamerikanischen Standorten verglichen und konnten mit einer einfachen Gleichung die meisten Unterschiede der Abbauraten erklären. PALOSUO ET AL. (2005) haben das mit „Litterbag“<sup>10</sup>-Studien aus Kanada bestätigt. Damit ist YASSO in der Lage, Prognosen von Bodenkohlenstoffvorräten, deren Veränderungen und die Freisetzung von CO<sub>2</sub> aus dem Boden modellhaft zu erfassen. Eingangsgrößen sind die Menge an Streufall, dessen chemische Zusammensetzung und leicht erhebbare Klimadaten, während die Bodenart keine Rolle spielt.

Nachteilig ist hier, dass die Abbauraten für Totholz, speziell für dünnes Totholz, deutlich zu hoch liegen; dies lässt sich immerhin durch entsprechende Literaturrecherchen ausgleichen. Ein fundamentales Problem des Modells bleibt dennoch bestehen: Der relative Übergang von einem chemisch-abgegrenzten Modellspeicher zum nächsten wurde auf 0,2 gesetzt. Dieser Wert ist jedoch nur für den Abbau der Streu und nur über kurze Zeiträume empirisch belegt und muss daher kritisch hinterfragt werden. Daneben gibt es noch andere, deutlich detailliertere Bodenkohlenstoffmodelle. Als Beispiel seien hier die Arbeiten von AGREN & BOSATTA (1987) genannt, deren prozessorientiertes Modell jedoch Bodentypen unterscheidet und einen hohen Parametrisierungsaufwand erfordert. BERG & MCCLAUGHERTY (2003) geben einen Überblick über den Abbau von Pflanzenstreu im Wald und stellen die bekanntesten Abbaugleichungen vor.

---

<sup>10</sup>Litterbags bezeichnen in diesem Zusammenhang offene Netze, in denen Streufall von Bäumen eingebracht und den Umweltbedingungen im Wald ausgesetzt wird.



## 2 Material und Methoden

### 2.1 Volumenexpansions- und Biomassefunktionen

#### 2.1.1 Theorie

Die direkte Bestimmung der Trockenmasse von Bäumen ist ein destruktives und gleichzeitig sehr aufwändiges Verfahren. Hierzu müssen Bäume gefällt, Stichproben getrocknet und gewogen werden. Aus diesem Grund werden Biomasseschätzungen über die Messung von Hilfsgrößen vorgenommen. Die Verwendung des so genannten allometrischen Zusammenhangs liefert einen theoretischen Hintergrund, mit dessen Hilfe der Zusammenhang zwischen der mittleren Biomasse eines Baumes und dem Brusthöhendurchmesser ( $d_{1,3}$ ) funktional dargestellt werden kann. Die Allometrie sagt aus, dass das Wachstum verschiedener Größen sich in der Geschwindigkeit unterscheidet, aber das Verhältnis der Wuchsgeschwindigkeiten zueinander konstant ist. Diese Gesetzmäßigkeit kann bei vielen Lebewesen nachgewiesen werden. Für allgemeine Kompartimente (oder Organe)  $x$  und  $y$  kann die ontogenetische Allometrie (oder Wachstumsallometrie) auch beschrieben werden als (PRETZSCH, 2001):

$$\frac{dy}{dt} \cdot y^{-1} \propto \frac{dx}{dt} \cdot x^{-1} \Rightarrow \frac{dy}{y} = b \cdot \frac{dx}{x} \Rightarrow y = a \cdot x^b \quad (2.1)$$

Die Proportionalitätskonstante  $b$  drückt die relative Wachstumsgeschwindigkeit der Organe zueinander aus. Durch Integration erhält man zudem die Konstante  $a$ . Diese Gesetzmäßigkeit kann direkt für die Vorhersage der Biomasse eines gesamten Baumes ( $B$ ) mithilfe des  $d_{1,3}$  genutzt werden. Üblicherweise werden dann in Biomassestudien mit Stichprobenerhebungen die beiden Parameter  $a$  und  $b$  geschätzt.

Vereinfachend könnte man sagen, dass die Proportionalitätskonstante  $b = 3$  ist, da die Biomasse räumlich und der Durchmesser eindimensional dargestellt werden. Eine Verbesserung des Zusammenhangs liefert das Verhältnis  $h \propto d^{2/3}$ . Dieses lässt sich aus einer optimalen Ausformung von Ästen für ihre Festigkeit ableiten (WEST ET AL., 1999). Überträgt man diese Überlegung auf ganze Bäume, kann deren Volumen (und daraus die Masse, bei konstanter Dichte) über die Multiplikation der Grundfläche mit der Höhe abgeleitet werden:  $B \propto d^2 \cdot h = d^{8/3}$ .

Diese theoretisch hergeleiteten Exponenten können mit empirischem Datenmaterial nur bedingt bestätigt werden. In der Regel liegt der Proportionalitätsfaktor für das Höhen-Durchmesserverhältnis unterhalb von  $2/3$  und für die Biomasse werden baumartenspezifische Werte ebenfalls unterhalb von  $8/3$  gefunden. Tatsächlich nähert sich der Proportionalitätsfaktor für die Biomasse dem theoretischen Wert

von  $8/3$  besser an, wenn man einen Durchmesser in relativer Baumhöhe, statt des Durchmessers in einer festen Höhe ( $d_{1,3}$ ) verwendet (FEHRMANN & KLEINN, 2006).

Üblicherweise wird in Inventuren aber der Brusthöhendurchmesser erfasst. Würde man den relativen Durchmesser als Eingangsgröße in den allometrischen Zusammenhang wählen, müsste dieser zuerst abhängig vom absoluten Durchmesser  $d_{1,3}$  und der Schaftform berechnet werden.

## 2.1.2 Datengrundlage

### Derbholzvolumen

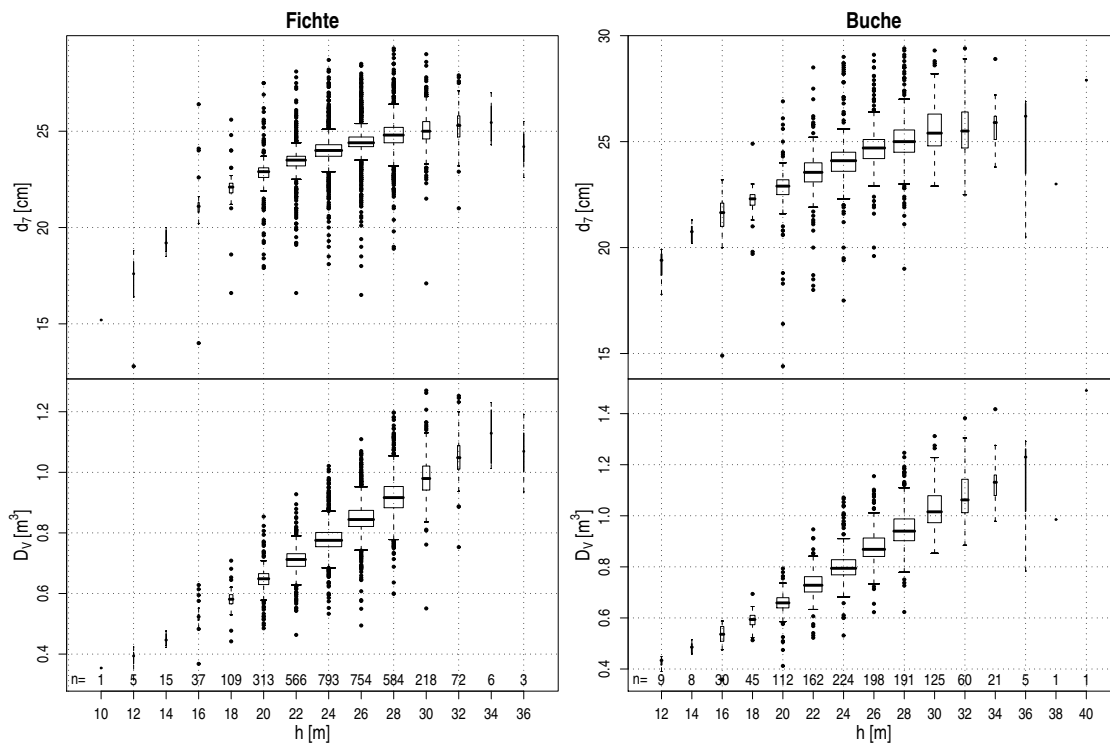
Die Grundlage der Volumenexpansion ist das Derbholzvolumen, das eine Größe darstellt, die schon sehr lange in forstlichen Fragestellungen untersucht wurde. Im folgenden werden daher die Variablen vorgestellt, von denen das Derbholzvolumen abhängig ist.

Aus großräumigen Inventuren ist bekannt, dass das Derbholzvolumen zwar über die messbaren Größen Brusthöhendurchmesser ( $d_{1,3}$ ) und Höhe ( $h$ ) berechnet werden kann, aber für ein gegebenes Durchmesser-Höhen-Paar aufgrund der Variation der **Schaftform** das Derbholzvolumen ebenfalls variiert. Die von KUBLIN (2003) entwickelten Derbholzvolumenfunktionen ( $D_V = f(d_{1,3}, d_7, h)$ ) berücksichtigen diesen Zusammenhang. Diese Formvariation wurde exemplarisch in Abbildung 2.1 für die Fichte und Buche aus dem Datenmaterial der Bundeswaldinventur in einem sehr engen Durchmesserbereich ( $29,5 < d_{1,3} \leq 30,5$  cm) abgebildet. Für jede auf zwei Meter gerundete Baumhöhenklasse wird hierzu die Verteilung des  $d_7$  und des  $D_V$  gezeigt (berechnet mit BDATPro, KUBLIN, 2003). Die Boxen der Abbildung geben die Quartile der Verteilung an, während die äußeren Begrenzungen das 1,5-fache des Interquartilsabstands markieren. Die Punkte außerhalb können daher als Ausreißer betrachtet werden. Deswegen ist die Streuung bei fast gleichem Durchmesser und Höhe des zweiten Durchmessers ( $d_7$ ) als sehr hoch anzusehen.

Da der höchste Anteil der oberirdischen Biomasse (größerer) Bäume im Derbholzvolumen liegt, kann man postulieren, dass die Biomasse eines Baumes - bei gleichem Brusthöhendurchmesser und Höhe - ebenfalls stark streut. Ob diese Variation über die Schaftform, die Kronenlänge oder innere Merkmale, wie die Dichte oder das Alter erklärt werden kann, ist nur über großräumige Biomassestudien empirisch zu überprüfen.

Viele Biomassestudien beruhen auf Stichproben, welche aus einer bestimmten Region stammen. Bei solchen Daten wird dann häufig eine enge Korrelation zwischen dem Durchmesser und der Höhe festgestellt. Aus regressionsanalytischer Sicht kann dann der Schluss gezogen werden, dass die Biomasse lediglich vom Durchmesser abhängt; denn die Baumhöhe bringt keine weitere Trennschärfe mehr.

Im Gegensatz dazu konnte bei den Biomassefunktionen der Fichte von WIRTH ET AL. (2004b) neben dem Brusthöhendurchmesser die Höhe, das Alter und teilweise noch die Kronenlänge als erklärende Variablen gefunden werden. WIRTH ET AL. (2004b) verwendete dazu einen Datensatz, der sich aus vielen anderen Studien zu-



**Abbildung 2.1:** Schwankung des  $d_7$  (Durchmesser in 7 m Höhe) und berechneten  $D_V$  (Derbholtzvolume) eines Unterkollektivs von Fichten und Buchen mit einem  $d_{1,3}$  (Brusthöhendurchmesser) von 29,5 cm bis 30,5 cm über Baumhöhenklassen. Datengrundlage Bundeswaldinventur 2, alle Bäume ohne Kronenbruch, Breite der Boxen  $\propto \sqrt{n}$ .

sammensetzt, also viele regionale Unterschiede beinhaltet. Diese Studie stärkt daher die Annahme, dass die Biomassen vergleichbare Streuungen wie die Derbholtzvolumina aufweisen.

Daher wurden in dieser Arbeit die Formvariationen unserer Waldbäume bei der Modellierung der Biomassefunktionen berücksichtigt. Hierzu wurde die Biomasse-schätzung auf Mittelwertbäume, die die mittleren Formverhältnisse bewirtschafteter Waldbäume in Deutschland repräsentieren, angewandt.

### Baumholzvolume

Die Tabellen von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) enthalten die Baumholzvolume für Durchmesser- und Höhenkombinationen der Baumarten Birke (*Betula pendula*), Eiche (*Quercus robur* und *Quercus petraea*), Erle (*Alnus glutinosa*), Lärche (*Larix decidua*) und Kiefer (*Pinus sylvestris*). Zusätzlich liegen für die bedeutenden Baumarten Buche (*Fagus Sylvatica*), Fichte (*Picea abies*) und Tanne (*Abies alba*) diese noch getrennt nach Altersklassen vor. Die Trennung in Altersklassen wurde vorgenommen, da ein zeitlicher Trend der Schaftform dieser Bäume von den Autoren erwähnt wird und die Tabellen entsprechend mehrfach getrennt vorliegen.

**Tabelle 2.1:** Wertebereich der acht Baumarten in den „Massentafeln“ von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952)

	BHD [cm]		Höhe [m]		Derbholz [m <sup>3</sup> ]		Baumholz [m <sup>3</sup> ]		n
	von	bis	von	bis	von	bis	von	bis	
Birke	7	45	7	30	0,010	1,93	0,020	2,19	349
Buche	6	72	9	38	0,002	8,28	0,017	9,27	12.180
Eiche	7	100	6	40	0,004	16,86	0,019	17,59	5.425
Erle	7	45	7	30	0,001	2,21	0,013	2,40	445
Fichte	8	85	6	47	0,010	9,95	0,027	11,92	22.757
Kiefer	7	70	6	40	0,006	6,50	0,021	6,69	17.059
Lärche	6	100	6	46	0,001	11,82	0,013	12,49	818
Tanne	7	120	5	44	0,003	18,76	0,018	21,80	5.640

In der Tabelle 2.1 ist eine Übersicht zu dem Wertebereich der „Massentafeln“<sup>1</sup> von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) wiedergegeben.

Die Stichproben, auf denen die Tabellen beruhen, sind - verglichen mit heutigen Biomassestudien - sehr umfangreich. Insgesamt wurde von 71.051 Bäumen das Baumholzvolumen erfasst. Leider sind die Daten, die den Tabellen zugrundeliegen heute nicht mehr verfügbar. Die Tabellen haben eine Auflösung in ganzzahlige Zentimeter des  $d_{1,3}$  und ganzzahlige Meter in den Baumhöhen. Die Altersklassen wurden als Indikatorvariablen definiert, um sie in die Modellierung zu übernehmen. Diese können nur den Wert Eins oder Null annehmen. Für bis zu 3 Altersklassen werden daher 2 Indikatorvariablen ( $I_1$  und  $I_2$ ) benötigt. Für die Fichte wird  $I_1 = 1$  für das Alter  $\leq 60$  belegt. Bei der Buche liegen die Altersgrenzen bei 60 und 120 Jahren, bei der Tanne bei 80 und 120 Jahren.

Die Werte der Tabellen wurden digitalisiert und auf Plausibilität untersucht. Da die Angaben in den Tabellen auf drei Nachkommastellen gerundet sind, wurden nur Modelle mit einem Brusthöhendurchmesser von mehr als 10 cm erstellt, um unplausible Sprünge durch die Rundung zu vermeiden.

## Raumdichten

Um vom expandierten Gesamtbaumvolumen eines lebenden Baumes auf dessen Trockenmasse zu schließen, wurden mittlere Raumdichten verwendet. Die Raumdichte ist zu verwenden, da sie das Verhältnis von Trockenmasse zu frischem Volumen ausdrückt. Im Unterschied dazu bezeichnet die Darrdichte (oder Rohdichte) das Verhältnis der Trockenmasse zu dem getrockneten und dadurch geschrumpften Volumen. Da üblicherweise in der Literatur die Darrdichte ( $r_0$ ) angegeben wird, wurde die Raumdichte ( $R$ ) über den Volumenschrumpungsgrad  $\beta_V$  (in %) hergeleitet.

<sup>1</sup>Gemeint sind Volumina und nicht Massen.

$$R = r_0 \frac{100 - \beta_V}{100}$$

Die Darrdichten sind von verschiedenen Faktoren abhängig. So nehmen sie bei Nadelbäumen mit zunehmender Jahrringbreite ab, umgekehrt steigen sie in der Regel bei ringporigen Laubhölzern an (KOLLMANN, 1982). Bei zerstreutporigen Laubhölzern, wie der Buche, zeigt sich keine eindeutige Schwankung mit der Jahrringbreite. Da die Jahrringbreiten aufgrund der Bundeswaldinventurdaten nur näherungsweise über einen groben Mittelwert geschätzt werden könnten (über das geschätzte mittlere Alter eines Baumes und dessen Durchmesser), wurde diese Variation nicht beachtet.

Zwischen dem Astholz und Stammholz sind jedoch systematische Dichteunterschiede zu erwarten, da Äste einer höheren Belastung (Druck, Zug) ausgesetzt sind. Dieser Unterschied konnte durch HAKKILA (1972) für drei physiologische Baumartengruppen (Koniferen, zerstreutporige und ringporige Laubbäume) nachgewiesen werden. Deswegen wurde das expandierte Volumen mit einem Faktor  $f_{phy}$  multipliziert. Der Faktor beträgt bei Nadelhölzern 1,341, bei zerstreutporigen Laubhölzern 1,096 und bei ringporigen Laubhölzern 1,061. Die mittleren Rohdichten basieren auf den Untersuchungen von KOLLMANN (1982) und umfassen für die Fichte 7.112 Proben ( $\bar{r}_0 = 0,43 \text{ g/cm}^3$ ,  $\beta_V = 11,9\%$ ) und für die Buche 1.778 Proben ( $\bar{r}_0 = 0,68 \text{ g/cm}^3$ ,  $\beta_V = 17,9\%$ ). Bei der Tanne wurde der Stichprobenumfang nicht angegeben ( $\bar{r}_0 = 0,41 \text{ g/cm}^3$ ,  $\beta_V = 11,5\%$ ).

### Mittelwertbäume der Bundeswaldinventur

Um die Anwendung der Expansionsfunktionen auf die gesamten gemessenen Bäume der Bundeswaldinventur zu vermeiden, wurden Quantile der Verteilung gebildet. Weiterhin ermöglicht die Bildung von Gruppen, dass die Anwendung der Expansionsfunktionen stets im Wertebereich der Tabellen von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) bleiben und somit Extrapolationen vermieden werden können.

Dazu wurde der Datensatz der Bundeswaldinventur der acht Baumarten gruppiert, indem Durchmesserklassen mit einer Breite von 1 cm gebildet wurden. Innerhalb einer Klasse wurden drei Höhenquantile  $x_{\alpha=1/3; 2/3}^h$  getrennt. Jedes Höhenquantil wurde mit dem Median des  $d_7$  nochmals getrennt. So erhält man für jede Durchmesserklasse eine Einteilung in sechs gleichgroße Gruppen von Bäumen, die das Formenspektrum in Deutschland repräsentieren. Die Biomasseschätzung der Mittelwerte dieser Gruppen sind die Datengrundlage für die Entwicklung der Biomassefunktionen (Abschnitt 2.1.3), sie geben daher die mittleren Formverhältnisse hiesiger Waldbäume bezüglich der Variablen Brusthöhendurchmesser, Baumhöhe und Durchmesser in 7 m Höhe wider.

### 2.1.3 Herleitung der Modelle

Wie schon in der Übersicht in Abbildung 1.1 zu erkennen ist, basieren die Biomassefunktionen auf dem Derbholzvolumen<sup>2</sup> ( $D_V$ ). Dieses wurde mit **Volumenexpansionsfunktionen** zum oberirdischen Baumholzvolumen ( $B_V$ ) expandiert. Diese Expansion wurde mit zwei Modellgleichungen durchgeführt. Zum einen wurde direkt das Baumholzvolumen geschätzt, welches im folgenden unter „Modelle mit der Zielgröße Baumholz“ methodisch vorgestellt wird. Zum anderen wurde auch eine Verhältnisschätzung zwischen dem Derbholzvolumen und dem Baumholzvolumen vorgenommen und unter „Zielgröße Quotient aus Derbholzvolumen zu Baumholzvolumen“ beschrieben.

Somit liegen zwei Verfahren zur Schätzung des oberirdischen Baumholzvolumens vor. Die Vor- und Nachteile der beiden Verfahren werden erläutert. Durch die Multiplikation der Raumdichten (unterschiedliche für das expandierte Volumen und das Derbholzvolumen) erhält man eine Schätzung der oberirdischen Biomasse.

Um anschließend zu Biomassen zu gelangen, wurden Mittelwertbäume der acht Baumarten (für die Expansionsfunktionen vorliegen) aus dem gesamten Datensatz der Bundeswaldinventur abgeleitet. Diese Mittelwertbäume repräsentieren das Formenspektrum einheimischer Waldbäume. Für sie wurden anschließend mittels Expansion die Biomassen berechnet. Daraus wurden schließlich die allometrischen **Biomassefunktionen** abgeleitet, welche die Abhängigkeiten der Biomasse zu leicht zu erhebenden Variablen aufzeigen.

#### Volumenexpansionsfunktionen

Für jeden Baum oberhalb der Derbholzschwelle muss gelten, dass sein Derbholzvolumen kleiner ist als das Baumholzvolumen ( $D_V < B_V$ ). Bildet man das Verhältnis von  $D_V$  zu  $B_V$ , liegen die Werte folglich immer im Intervall  $]0;1[$ . Für dieses Verhältnis kann eine binomiale Verteilung angenommen werden. Betrachtet man das Verhältnis  $D_V/B_V$  als beobachtete Variable, so kann diese mit *logit*-transformierten Parametern und Variablen geschätzt werden. Der *logit* ist der Logarithmus eines „Odds“ (Wahrscheinlichkeit dividiert durch dessen Gegenwahrscheinlichkeit, BACKHAUS ET AL. (2000)).

$$\text{logit} = \ln \left( \frac{\mu}{1-\mu} \right)$$

Hierbei stellt  $\mu$  den Mittelwert der Wahrscheinlichkeit (in dem Fall des Verhältnisses) dar. Die Parameterschätzung kann dann auch als eine Form der logistischen Regression geschrieben werden:

$$\frac{D_V}{B_V} = \text{logit}^{-1}(\vec{x}^T \vec{\beta}) \quad (2.2)$$

---

<sup>2</sup>Unter Derbholzvolumen versteht man das oberirdische Holzvolumen des Baumschaftes und der Äste mit einem Durchmesser von mindestens 7 cm mit Rinde.



Die *logit*-Transformation stellt sicher, dass beliebige Ausprägungen der Variablen  $(\vec{x}^T \vec{\beta})$  im Intervall  $(0;1)$  vorhergesagt werden. Die Umkehrfunktion des *logit* lautet:

$$\mu = \frac{1}{1 + \exp(-(\vec{x}^T \vec{\beta}))}$$

Tatsächlich aber zielt die Anwendung der Funktionen nicht auf das Verhältnis  $D_V/B_V$ , sondern auf das Baumholzvolumen direkt. Man kann daher die Gleichung so umschreiben, dass das Baumholzvolumen direkt geschätzt wird, oder man nimmt einen Bias in Kauf, der durch die Parameterschätzung des inversen Baumholzvolumens verursacht wird. In KUBLIN (1987) ist eine Schätzung des Korrekturfaktors für die reziproke Transformation der abhängigen Variablen gegeben.

$$\widehat{K}_i = 1 + \frac{\sigma_t^2}{(\vec{x}^T \vec{\beta})^2} \quad (2.3)$$

Hierbei stellt  $\sigma_t^2$  die Varianz der transformierten Zielgröße dar. Durch umformulieren des *logit* erhält man folgende Darstellung des Baumholzvolumens:

$$B_V = \frac{D_V}{\text{logit}^{-1}(\vec{x}^T \vec{\beta})} = \frac{D_V}{\frac{1}{1 + \exp(-\vec{x}^T \vec{\beta})}} = D_V + D_V \cdot \exp(-\vec{x}^T \vec{\beta}) \quad (2.4)$$

Auf eine Parameterschätzung für das Derbholzvolumen wird verzichtet, um die Bedingung  $D_V < B_V$  stets einzuhalten. Man kann die umgeschriebene Funktion auch so interpretieren, dass das Baumholzvolumen mindestens dem Derbholzvolumen entspricht, plus einem relativen Anteil  $]0;1[$  des Derbholzvolumens. Dieser relative Anteil kann in Abhängigkeit von verschiedenen Variablen geschätzt werden.

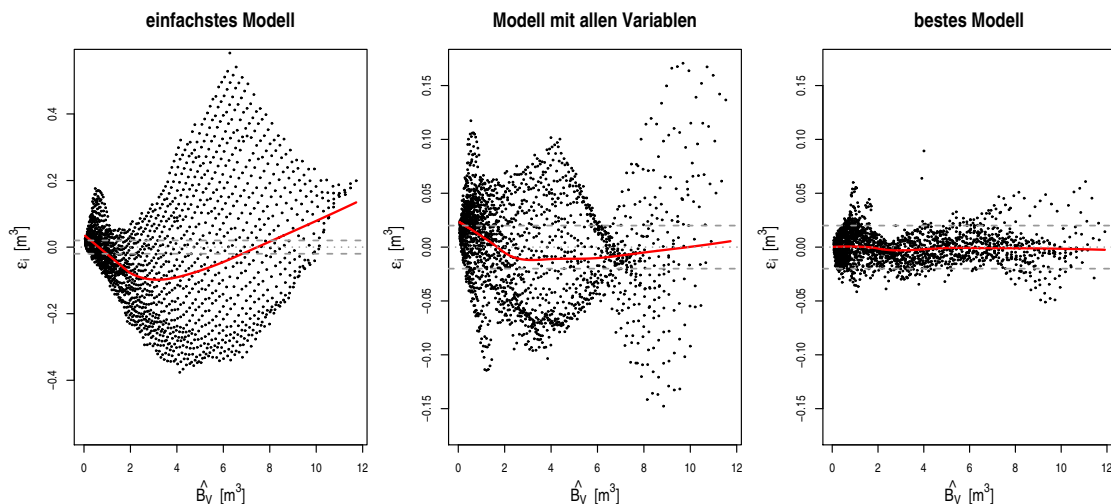
### Modelle mit der Zielgröße Baumholz

Die Parameterschätzung für die Gleichung 2.4 wurde mit dem Paket `nls` in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) durchgeführt; mit diesem können nichtlineare Regressionen berechnet werden. Wie standardmäßig vorgesehen, wurde zur Schätzung der Parameter das Gauss-Newton-Verfahren angewandt.

Um den mittleren Expansionsfaktor für die Baumarten zu finden, kann eine einfache Parameterschätzung für Gleichung 2.4 durchgeführt werden, indem ein konstanter Exponent  $(\vec{x}^T \vec{\beta} = \beta_0)$  unterstellt wird. Diese Schätzung führt zu Expansionen, die den einfachen linearen Regressionen  $(B_V = \beta_1 D_V, \text{ ohne Interzept})$  nach PISTORIUS & ZELL (2005) entsprechen.

Diese Schätzung kann man durch die Hinzunahme weiterer Variablen verbessern. Fügt man der Reihe nach  $d_{1,3}$ ,  $h$ ,  $I_1$  und  $I_2$  (Indikatorvariablen für die Altersklassen) hinzu, so sind die neuen Modelle den alten jeweils deutlich überlegen. Das Modell mit allen Variablen kann dann durch die Hinzunahme von Wechselwirkungen zwischen den Variablen (z.B.  $d_{1,3} \cdot h$ ) oder Potenzen der Variablen (z.B.  $d_{1,3}^2$ ) noch weiter verbessert werden. Die Auswahl des besten Modells wurde anhand der Residuenstreuung über den vorhergesagten Werten bestimmt. Die Variablen mussten weiterhin einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Reststreuung beitragen,

## Vergleich verschiedener Volumenexpansionsfunktionen Fichte



**Abbildung 2.2:** Residuen der Parameterschätzung der Volumenexpansionsfunktion nach Gleichung 2.4 für die Fichte. Das einfachste Modell enthält im Exponenten lediglich eine Konstante, das mittlere Modell enthält alle Variablen. Das beste Modell enthält darüber hinaus noch Wechselwirkungen und transformierte Variablen. Die rote Linie ist ein Spline (lokal gewichtete Regression mit Spanne  $2/3$ ), der systematische Abweichungen des Modells erkennen lässt.

und es wurde anhand eines F-Testes geprüft, ob das neue Modell dem vorherigen überlegen ist.

Die Hinzunahme von beliebigen Exponenten und Wechselwirkungen führt aber auch zu Problemen. So zeigen die meisten Variablen eine signifikante Verbesserung der Modelle, aber es gibt keine gute inhaltliche Begründung, warum spezielle Variablen in dem Modell verbleiben sollten. Damit steigt die Gefahr des „overfitting“, was bedeutet, dass zu viele Variablen im Modell vorhanden sind. Dies kommt dadurch zum Ausdruck, dass die Modelle instabil werden, d.h. leichte Änderungen in den Variablen können einen starken Einfluss auf die Parameterschätzung bekommen. Zudem wurde eine automatische Modellauswahl anhand des AIC<sup>3</sup> (mit der Funktion `stepAIC` in R) vorgenommen. Diese liefert aber eine unüberschaubar große Anzahl von Variablen, sodass die Wahl anhand einer verbesserten, gleichmäßigeren Residuenstreuung (Homoskedastie, Abbildung 2.2) in Verbindung mit den statistischen Tests, als eine zufriedenstellende Auswahlmethode der Modelle angewandt wurde.

### Modelle mit der Zielgröße Quotient aus Derbholzvolumen zu Baumholzvolumen

Verwendet man direkt die Gleichung 2.2 mit der unterstellten binomialen Vertei-

<sup>3</sup>Das Akaike Information Criterion (AIC), ist ein Kriterium zum Modellvergleich (S. 10, PINHEIRO & BATES, 2000).

lung, kann für eine Parameterschätzung ein verallgemeinertes lineares Modell (Generalized Linear Model, GLM) verwendet werden. Als „link-Funktion“<sup>4</sup> ( $g$ ) wird dann *logit* gewählt (NELDER & MCCULLAGH, 1999). Da der Wertebereich zur Vorhersage selten gleichmäßig verteilt ist, wird zusätzlich noch ein Dispersionsparameter bei der Varianzschätzung mitgeführt. Solche Modelle werden dann als „quasibinomial“ (NELDER & MCCULLAGH, 1999) bezeichnet. Zur Parameterschätzung wurde die Funktion `glm` in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) verwendet. Die Schätzung wird mit der Maximum-Likelihood-Methode durchgeführt.

Überträgt man die Variablen des besten Baumholzmodells auf die Quotientenschätzung der Fichte und verwendet zur Parameterschätzung das GLM, ergibt sich folgende Modellbeschreibung (mit  $g$  = Linkfunktion und  $\eta$  dem linearen Prädiktor):

$$\begin{aligned} D_V/B_V &= g^{-1}(\eta) & (2.5) \\ \eta &= \hat{\beta}_0 d_{1,3} + \hat{\beta}_1 h + \hat{\beta}_2 I_1 + \hat{\beta}_3 d_{1,3} \cdot h + \hat{\beta}_4 h \cdot I_1 + \hat{\beta}_5 d^2 + \hat{\beta}_6 h^2 + \hat{\beta}_7 d^3 + \epsilon \\ g &= \text{logit} \\ D_V/B_V &\sim B(m, \pi)/m \text{ (Binomialverteilung, } 1/m = \text{ Dispersionsparameter)} \end{aligned}$$

Die Residuen dieses Modells sind in der linken Graphik in Abbildung 2.3 zu erkennen. Sie zeigen sowohl im linken, als auch im rechten Datenbereich eine tendenzielle Abweichung von der Nulllinie (rot). Das war der Anlass, die Modelle noch weiter zu verallgemeinern, in Form von gemischten additiven Modellen (Generalized Additive Model, GAM). Diese können mit dem Paket `mgcv` von WOOD (2006) in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) geschätzt werden. Die vorherige parametrische Form geht hierbei zum Teil verloren, da der Ausgleich über mehrdimensional glättende Splines (Tensor-Produkt-Splines) stattfindet. Diese werden in der Modellbeschreibung durch einen Funktionsterm ( $f(x, y)$ ) ausgedrückt. Ein solch gemischtes Modell führt am Beispiel der Fichte zu folgender Formulierung:

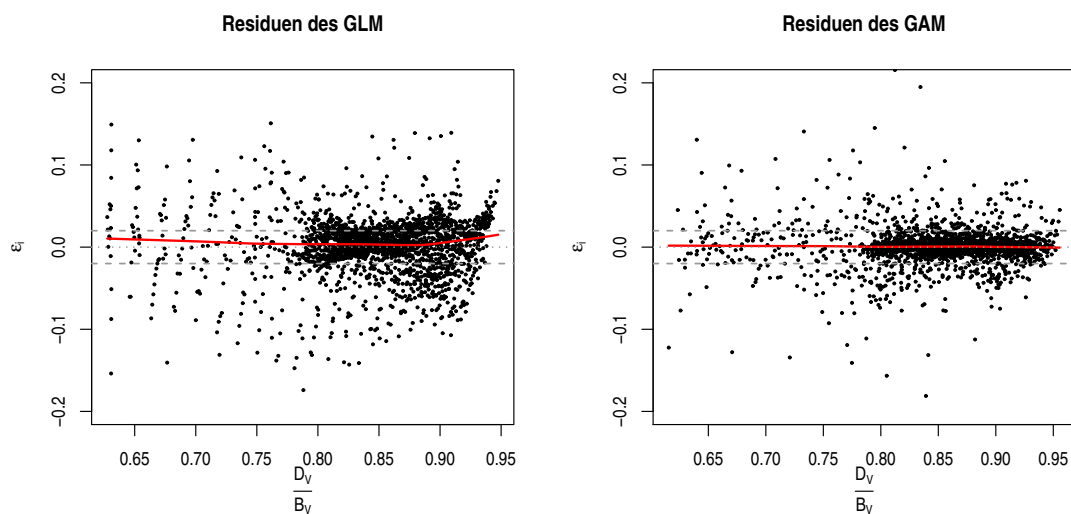
$$\begin{aligned} D_V/B_V &= g^{-1}(\eta) & (2.6) \\ \eta &= f(d, h) + \hat{\beta}_0 I_1 + \hat{\beta}_1 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_2 d_{1,3}^3 + \hat{\beta}_3 d_{1,3} \cdot h + \hat{\beta}_4 h \cdot I_1 + \hat{\beta}_5 d \cdot h \cdot I_1 + \epsilon \\ g &= \text{logit} \\ D_V/B_V &\sim B(m, \pi)/m \text{ (Binomialverteilung, } 1/m = \text{ Dispersionsparameter)} \end{aligned}$$

Dieses Modell ist dem vorherigen rein parametrischen Ansatz überlegen, was man anhand der Residuen in Abbildung 2.3 erkennen kann. Die Vorhersagen mit diesem Modell sind über dem gesamten Wertebereich tendenzfrei; insgesamt liegen die Residuen auch etwas näher an der Nulllinie.

Nun liegen also zwei verschiedene Verfahren vor, wie man zum expandierten

---

<sup>4</sup>Die „link-Funktion“ bestimmt den Zusammenhang zwischen dem linearen Prädiktor und dem Mittelwert der Verteilungsfunktion in einem verallgemeinerten linearen Modell (NELDER & MCCULLAGH, 1999).



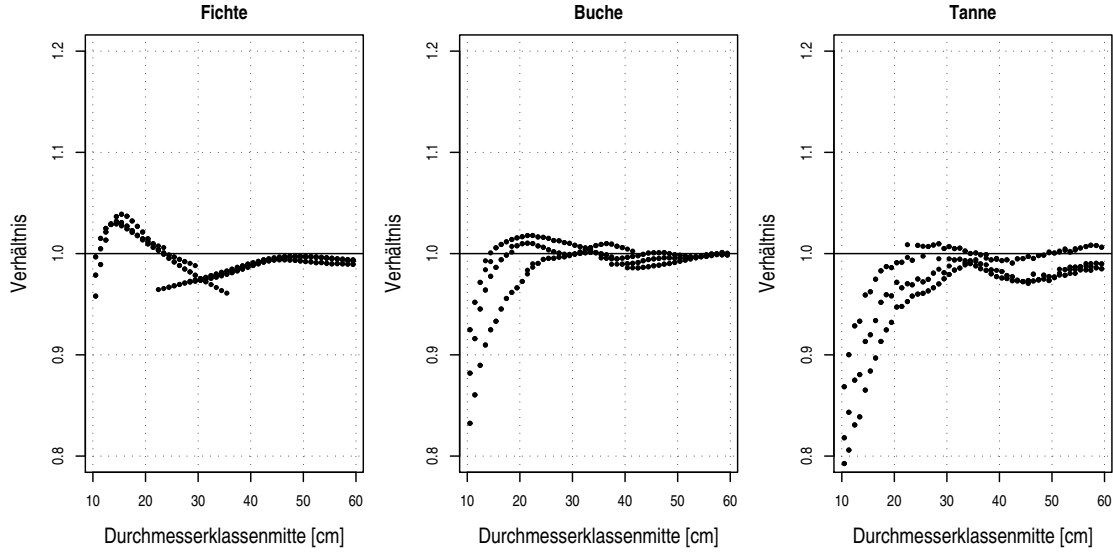
**Abbildung 2.3:** Residuen ( $\epsilon_i$ ) der Quotientenschätzung ( $D_V/B_V$ ) der Modelle 2.5 und 2.6 für die Fichte. Links das generalisierte lineare Modell (GLM) mit den gleichen Variablen wie das beste Baumholzmodell, rechts das generalisierte additive Modell (GAM) mit multivariaten Tensor-Produkt-Splines. Die rote Linie ist ein Spline (lokal gewichtete Regression mit Spanne  $2/3$ ), der systematische Abweichungen des Modells anzeigt.

Baumholzvolumen gelangen kann. Im ersten Fall wird das Baumholz direkt geschätzt (Abbildung 2.2). Im zweiten Fall kann das Verhältnis Derbholz zu Baumholz unter der Annahme einer binomialen Verteilung geschätzt werden. Das angewendete GAM-Modell zeigt eine sehr gute Anpassung. Da die Zielgröße aber das Baumholz ist, muss eine Bias-Korrektur durchgeführt werden. Ein großer Nachteil der Schätzung mit GAM besteht in der schlechten Vorhersage außerhalb des Datenbereichs, der zur Schätzung des Modells verwendet wurde.

Insgesamt stellt die Volumenexpansion des Derbholzes nur eine Hilfsfunktion dar, um die Biomasse eines Baumes zu schätzen. Da die Biomasseschätzung in der Form nicht mit anderen Biomassestudien vergleichbar ist, wurden im folgenden die jeweils besten Baumholzvolumenfunktionen und die Quotientenschätzungen auf Mittelwerte der Quantile aus den Bundeswaldinventurdaten angewendet. Die Schätzungen können dann auch auf ihre allometrischen Zusammenhänge hin geprüft werden.

### Biomassefunktionen

Zur Biomasseberechnung der Quantilsbäume wurden die beiden Verfahren der direkten und indirekten Baumholzbestimmung (über das Verhältnis  $D_V/B_V$ ) verglichen. Hierzu wurden die beiden Schätzungen (mit `nls` und `GAM`, Gleichungen 2.4 und 2.2) durchgeführt. Das Verhältnis der beiden Schätzungen wurde über dem  $d_{1,3}$  aufgetragen. Das Ergebnis ist in Abbildung 2.4 dargestellt. Bei der Fichte sind die Abweichungen über den gesamten Bereich des Durchmessers relativ gering, aber bei



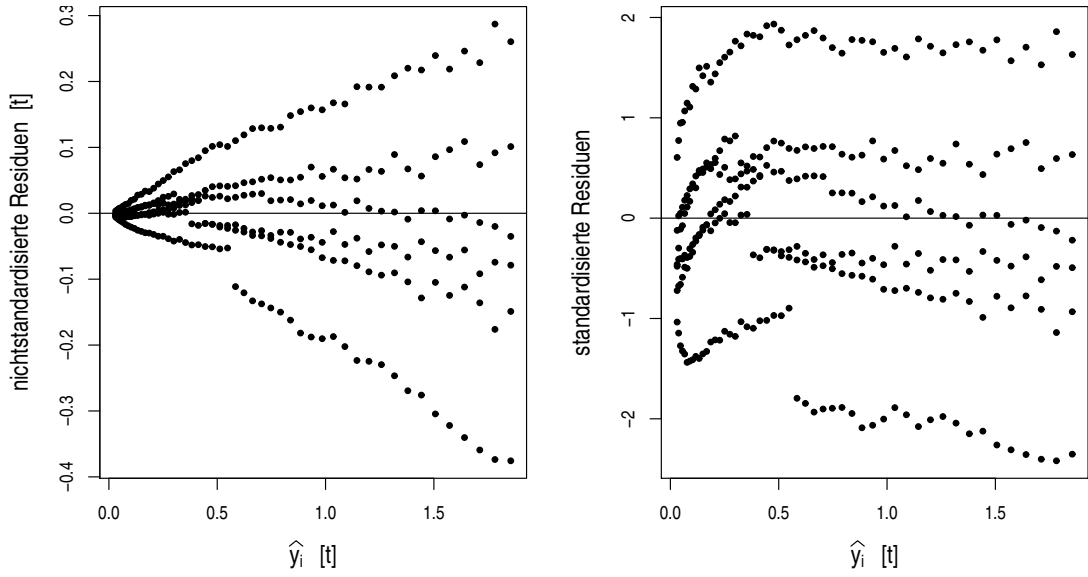
**Abbildung 2.4:** Vergleich der Baumholzschätzungen: Verhältnis der direkten Baumholzschätzung nach Gleichung 2.4 und der indirekten Baumholzschätzung mit dem GAM nach Gleichung 2.2 (und entsprechender Korrektur Gleichung 2.3). Mehrere Punkte für einen Durchmesser entsprechen den Altersklassen. Werte über 1: direkte Baumholzschätzung ist größer als Verhältnisschätzung, Werte unter 1: direkte Baumholzschätzung ist kleiner als Verhältnisschätzung.

der Tanne und Buche sind die Abweichungen in den kleinen Durchmessern deutlich. Die Abweichungen wurden mit den Tabellenwerten verglichen. Es zeigte sich, dass die direkte Baumholzschätzung in dem Bereich unterschätzt. Deswegen wurden zur Berechnung des Baumholzvolumens die GAM-Schätzungen verwendet. Die nichtlineare, parametrische Schätzung ist an dieser Stelle offenbar nicht ausreichend anpassungsfähig. Möglicherweise ist der Unterschied in der Anpassung zwischen den Baumarten ein Hinweis auf ihre unterschiedliche Plastizität.

Die oberirdische Biomasseschätzung  $\hat{B}$  kann dann unter Anwendung der Raumdichten ( $\bar{R}$  und  $f_{phy}$ , das einen Faktor zur Unterscheidung der Raumdichte in Ästen und Stämmen für physiologische Baumartengruppen darstellt) und der GAM-Schätzung  $\widehat{D_V/B_V}$  mit Korrektur ( $\hat{K}$ ) nach Gleichung 2.6 zusammengefasst werden:

$$\begin{aligned} \hat{B} &= \bar{R}D_V + \bar{R}f_{phy}(B_V - D_V) = \bar{R}D_V + \bar{R}f_{phy} \left[ \left( \widehat{D_V/B_V} \hat{K} \right)^{-1} D_V - D_V \right] \\ &= \bar{R}D_V \left[ 1 + f_{phy} \left( \left( \widehat{D_V/B_V} \hat{K} \right)^{-1} - 1 \right) \right] \end{aligned} \quad (2.7)$$

Diese Gleichung ist mit den Biomasseschätzungen, die auf destruktiven Massenbestimmungen von Bäumen beruhen, nicht vergleichbar. Deswegen wurde für diese Schätzung der allometrische Zusammenhang zwischen Biomasse und Brusthöhen-



**Abbildung 2.5:** Vergleich nichtstandardisierte (rechts) und standardisierte (links) Residuen nach dem Modell mit steigender Varianz in Tabelle 2.2 für die Fichte. Die standardisierten Residuen ergeben sich durch Division der Residuen mit der Wurzel der Varianzfunktion ( $\epsilon_i/(\sigma\hat{y}_i^\delta)$ ). Offensichtlich ergibt die Gewichtung eine plausible Residuenverteilung.

durchmesser (und anderen erklärenden Variablen) verwendet, um einheitliche, vergleichbare Biomassefunktionen ableiten zu können.

$$\begin{aligned}\hat{B} &= \beta_0 d_{1,3}^{\beta_1} + \epsilon & (2.8) \\ \log(\hat{B}) &= \log(\beta_0) + \beta_1 \log(d_{1,3}) + \epsilon^* \\ \epsilon^* &\sim N(0, \sigma^2)\end{aligned}$$

Für die Parameterschätzung der Biomassefunktionen kann die nichtlineare Gleichung 2.9 logarithmiert werden. Durch Auftragen von  $\log(B)$  über  $\log(d_{1,3})$  ergeben sich dann meist lineare Zusammenhänge. Die Transformation führt zu einer homoskedastischen Residuenverteilung über dem Vorhersagewert; die Annahme  $\epsilon_i^* \sim N(0, \sigma^2)$  wird dann als erfüllt angesehen.

Bei der Zurücktransformation müssen aber Korrekturen an den Parametern vorgenommen werden, da die Transformation einen Bias mit sich bringt (BASKERVILLE, 1972; SPRUGEL, 1983). Darüber hinaus führt der additive Fehlerterm aus der linearen Parameterschätzung ( $\epsilon^*$ ) zu einem multiplikativen Fehler auf der Originalskala. Aus dem Grund wurde hier auf die Transformation verzichtet und eine nichtlineare Regression mit dem Paket `nlme` und der Funktion `gnls` (PINHEIRO & BATES, 2000, S. 464) in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) durchgeführt. Im Unterschied zur Normalverteilungsannahme der Residuen kann mit der Funktion `varPower` eine explizite Schätzung des Parameters ( $\delta$ ) der Varianzfunktion

**Tabelle 2.2:** Test zweier allometrischer Modelle zur Vorhersage der Biomasse von Fichte, abhängig von dem  $d_{1,3}$ . Das zweite Modell mit einer Parameterschätzung für die steigende Varianz ist dem ersten signifikant überlegen. *LRT* ist die Teststatistik ( $2 \log(L_2/L_1)$ ) mit  $k_2 - k_1$  Freiheitsgraden ( $k_i =$  Anzahl der Freiheitsgrade von Modell  $i$ ).

Modell	df	AIC	BIC	logLik	LRT	p-Wert
$y = \hat{\beta}_0 \cdot d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} + \hat{\epsilon}, \text{ var}(\epsilon) = \text{const.}$	3	-555,8	-554,7	280,9		
$y_i = \hat{\beta}_0 \cdot d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} + \hat{\epsilon}, \text{ var}(\epsilon) = \sigma^2 y^{2\delta}$	4	-980,7	-965,9	494,3	426,9	<0,0001

vorgenommen werden. Da die Residuen der ungewichteten Parameterschätzung im nichtlinearen Fall eine monotone Heteroskedastie über den vorhergesagten Werten zeigen (siehe Abbildung 2.5), konnte folgende Varianzfunktion unterstellt werden:

$$\text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2 y_i^{2\delta}$$

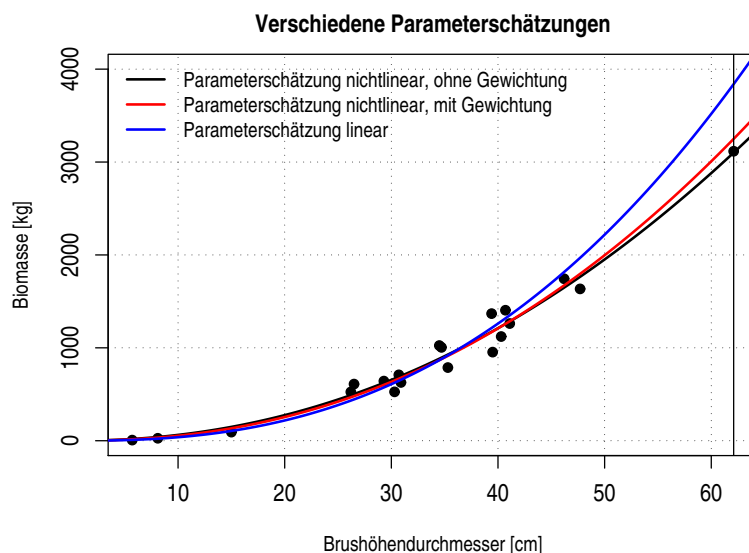
Diese Varianzannahme wurde mit der Funktion `gnls` des Pakets `nlme` von PINHEIRO & BATES (2000) mit einer Maximum-Likelihood Schätzung durchgeführt. Dafür muss zwar der Parameter  $\delta$  zusätzlich geschätzt werden, man kann aber die Parameterschätzung direkt auf der Originalskala vornehmen. Der zusätzliche Parameter  $\delta$  führt bei allen Varianten und Baumarten zu einer hochsignifikanten Verbesserung der Modelle im Unterschied zur Normalverteilungsannahme der Residuen (Beispiel in Tabelle 2.2).

### Beispiel: Einfluss der Varianzannahme auf die Parameterschätzung in Biomassestudien

In CIENCIALA ET AL. (2005) wird eine Biomassefunktion für die Buche vorgestellt, bei der auch die Originaldaten in der Publikation abgebildet sind. Der Exponent des einfachen allometrischen Zusammenhangs nach Gleichung 2.9 weist einen sehr niedrigen Wert auf ( $\beta_1 = 2,139$ ). Aufgrund der engen Korrelation mit dem Faktor  $\beta_0$  ergibt dieser Wert 0,453. Dieser Exponent ist der höchste der hier verwendeten Biomassefunktionen. Daher stellt sich die Frage, wie stark sich die Annahme über die Varianz auf die Parameterschätzung auswirkt. Hierzu wurde mit den vorhandenen Daten aus der Publikation erneut eine Parameterschätzung durchgeführt. Es wurden drei vom allometrischen Zusammenhang her gleiche, aber durch die Annahmen zur Varianz unterschiedliche Modelle erstellt:

$$\begin{aligned}
B &= \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} + \epsilon_i && \text{und } \text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2 && (2.9) \\
B &= \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} + \epsilon_i && \text{und } \text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2 \hat{B}^{2\hat{\delta}} \\
\ln(B) &= \ln(\hat{\beta}_0) + \ln(\hat{\beta}_1) d_{1,3} + \epsilon_i^* && \text{und } \text{var}(\epsilon_i^*) = \sigma^2 \Rightarrow \\
B &= cf \cdot \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} \cdot \epsilon_i
\end{aligned}$$

Das erste Modell entspricht dem in der Publikation verwendeten Ansatz einer nichtlinearen, ungewichteten Regression. Die Parameter stimmen mit den publizierten bis auf die 2. Nachkommastelle überein. Hierbei wird angenommen, dass der Fehlerterm additiv ist und sich die Varianz des Residuums konstant zu dem vorhergesagten Wert verhält. Entsprechend werden zu jedem Wert die Abweichungsquadrate minimiert. Das führt dazu, dass die Beobachtung mit der höchsten Biomasse (bei Brusthöhdurchmesser von 62 cm, Abbildung 2.6, schwarze Kurve) einen starken Einfluss auf die Krümmung nimmt.



**Abbildung 2.6:** Beispiel: Biomassendaten der Buche nach CIENCIALA ET AL. (2005) mit verschiedenen Varianzannahmen in der Parameterschätzungen nach den Gleichungen 2.9.

Tatsächlich ist aber anzunehmen, dass der Fehler mit der Beobachtung zunimmt. Dadurch kann eine höhere Abweichung vom wahren Wert gerade bei der großen Buche auftreten. Diese Parameterschätzung (nach der zweiten Gleichung (2.9), rote Kurve in Abbildung 2.6) führt zu einer stärkeren Krümmung. Der Exponent mit dieser Varianzannahme steigt auf 2,247, mit einer Standardabweichung von  $se = 0,103$ , im Unterschied zum ungewichteten Fall:  $\beta_1 = 2,137$ ,  $se = 0,0895$ . Entsprechend sinkt der Faktor  $\beta_0$  von 0,46 ( $se = 0,16$ ) auf 0,30 ( $se = 0,11$ ). Dieser Unterschied wirkt sich im mittleren Datenbereich kaum erkennbar aus, aber für die



Extrapolation ist diese Abweichung durchaus bedeutend.

Als Vergleich wurde noch die lineare Parameterschätzung durchgeführt und dazu beide Seiten der Gleichung logarithmiert. Bei der Rücktransformation wurde ein Korrekturfaktor nach SPRUGEL (1983) berechnet und in die Gleichung aufgenommen ( $cf = \exp(see^2/2)$ ,  $see$  = Standardfehler des Modells). Dieses Modell hat die Annahme, dass sich der Fehler auf der Originalskala multiplikativ verhält und kann bei großen Beobachtungen zu entsprechenden Abweichungen führen. So lässt sich auch die starke Krümmung der zurücktransformierten Kurve erklären ( $\beta_1 = 2, 531$ ). Man erkennt daran deutlich, wie wenig sich die große Buche in der linearisierten Form auf die Parameterschätzung auswirkt; durch das Logarithmieren werden die Abstände an den Randbereichen so klein, dass sie nicht wesentlich ins Gewicht fallen. Die erklärte Varianz beträgt auf der logarithmierten Skala 98,6%, aber auf der Originalskala nur noch 90,8% ( $\hat{B}_{nl}$ , Berechnung siehe Abschnitt 2.1.4). Daher ist die lineare Parameterschätzung den nichtlinearen Schätzungen unterlegen, diese erklären 97,2% der Varianz mit Gewichtung, bzw. 97,4% ohne Gewichtung.

Die nichtlineare Schätzung ohne Gewichtung erbringt somit den höchsten Anteil an erklärter Varianz, ist aber in Bezug auf den Fehlerterm nicht korrekt. Dies ist zwar an den wenigen Residuen ( $n = 20$ ) nicht gut zu erkennen, ein formaler Test bringt aber eine eindeutige Überlegenheit des gewichteten Modells ( $LRT = 7,7$ ;  $p$ -Wert = 0,0056; zum Test siehe Abschnitt 2.1.4). Das lineare Modell schneidet auf der Originalskala deutlich schlechter ab als die nichtlinearen Modelle.

### Schaftformabhängigkeit der Biomassefunktionen

Eine Schaftformabhängigkeit der Modelle wurde erreicht, indem anhand des unechten Formquotienten ( $q_7 = d_7/d_{1,3}$ ) verschiedene Exponentenschätzungen durchgeführt wurden. Hierzu wurden aus der Bundeswaldinventur die unechten Formquotienten berechnet. Diese Werte können für die acht Baumarten in Tabelle 7.3 nachgeschlagen werden. Danach wurden drei Quantile  $x_{\alpha=1/3; 2/3}^{q_7}$  des unechten Formquotienten gebildet. Diese trennen das Gesamtkollektiv der Bäume in einen abformigen, mittelformigen und vollformigen Datenbereich. So wurden drei Indikatorvariablen  $I_1$  (abformig),  $I_2$  (normalformig) und  $I_3$  (vollformig) definiert, die den Wert 1 annehmen, falls sich der  $q_7$  innerhalb des entsprechenden Quantils befindet. Es wurden jeweils vier Modelltypen (Tabelle 3.8), die auf der allometrischen Grundbeziehung beruhen, untersucht.

#### 2.1.4 Validierung

Die Güte der Modelle kann in Analogie zum  $r^2$  der linearen Regression angegeben werden. Für nichtlineare Modelle gibt es das nichtlineare Bestimmtheitsmaß  $\hat{B}_{nl} = r_{nl}^2$ . Es wird berechnet nach  $\hat{B}_{nl} = 1 - (A/Q_y)$ , wobei  $A$  für die Summe der Abweichungsquadrate des Modells ( $\sum (y - \hat{y})^2$ ) und  $Q_y$  für die Summe der Abweichungsquadrate von  $y$  stehen ( $Q_y = \sum (y - \bar{y})^2$ ) (SACHS & HEDDERICH, 2006). Das

$\hat{B}_{nl}$  ist daher ein Maß für die erklärte Varianz in einem nichtlinearen Modell<sup>5</sup>.

Ob die Fehlerannahmen für das Modell passend sind, kann über eine grafische Darstellung der Residuen herausgefunden werden. Hierfür eignen sich Histogramme der Residuen, aber auch die Darstellung der Residuen über den vorhergesagten Werten (Beispiel in Abbildung 2.5). Um die mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzten Modelle miteinander zu vergleichen, eignet sich der „likelihood-ratio-test“ (*LRT*). Die Teststatistik ist hier das logarithmierte Verhältnis zwischen den beiden likelihood-Werten der Modelle ( $LRT = 2 \log(L_2/L_1)$ ). Der *LRT* ist  $\chi^2$ -verteilt und kann daher als Testgröße mit  $k_2 - k_1$  Freiheitsgraden ( $k_i =$  Anzahl der Freiheitsgrade von Modell  $i$ ) herangezogen werden (PINHEIRO & BATES, 2000, S. 83, Beispiel in Tabelle 2.2).

Unabhängig von der Güte und Anpassung der Modelle kann noch ein unabhängiger Vergleich mit publizierten Werten bzw. Daten durchgeführt werden. Die hier entwickelten indirekten Biomassefunktionen können zum einen anhand der geschätzten Koeffizienten mit entsprechenden Funktionen aus der Literatur verglichen werden. Dies ist nur für den gleichen Funktionstyp möglich. Daneben können auch Originaldaten von Biomassestudien herangezogen und diese zur Validierung der Funktionen genutzt werden. Leider sind in den Publikationen nur selten die Aufnahmedaten enthalten, deswegen wurde eine solche Validierung nur mit der Fichte durchgeführt, da aus zwei Quellen Daten zur Verfügung standen.

Der erste Metadatensatz wurde bereits in WIRTH ET AL. (2004b) verwendet. Von dem Datensatz konnten die Beobachtungen mit einer Messung der gesamten oberirdische Biomasse verwendet werden (13 Studien). Der andere Datensatz stammt aus dem Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Universität München (LMU) und basiert auf drei Quellen. Die eine stammt von der bayerischen Landesanstalt für Wald- und Forstwirtschaft (LWF), die anderen sind in DIETRICH ET AL. (2002) und JOHANSSON (1999) beschrieben. Eine Übersicht zu den Daten ist in Tabelle 2.3 enthalten.

Um die unabhängig in der Literatur vorhandenen Beobachtungen zur Biomasse mit den hier entwickelten Biomassefunktionen vergleichen zu können, bietet sich an, die Schätzfunktionen auf die Literaturdaten anzuwenden und die so entstehenden Abstände zu betrachten. Ein übliches Maß hierfür ist der *RMSE* (Root Mean Squared Error). Die einfache Quadrierung der Abstände führt dazu, dass der *RMSE* mit der Größe der Beobachtung ansteigt.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_i (\hat{y}_i - y_i)^2}{n}} \quad (2.10)$$

Bezieht man den *RMSE* auf den Mittelwert der Schätzung, so erhält man ein relativiertes Vergleichsmaß, welches bei unterschiedlichen Datenbereichen zum Tra-

---

<sup>5</sup>Die Berechnung des nichtlinearen Bestimmtheitsmaßes ist wegen der Gefahr der Verwechslung angeführt. In manchen Biomassestudien wird ein  $R^2$  bei nichtlinearen Zusammenhängen angegeben, ohne dass klar wäre, ob es sich um die logarithmierte Skala oder das Originalniveau handelt.

**Tabelle 2.3:** Übersicht zum Validierungsdatensatz für die oberirdische Biomasse der Fichte. Im wesentlichen beruht der Datensatz auf Studien, die in WIRTH ET AL. (2004b) verwendet wurden.

Quelle	Bestände	n	BHD [cm]		Höhe [m]		Biomasse [kg]	
			min	max	min	max	min	max
CERNY 1990	3	17	15,5	47,2	16,9	33,4	84,9	1063,3
DUVINGNEAUD ET AL. 1977	1	6	16,2	32,3	17,0	24,0	76,5	379,2
FIEDLER 1986	1	19	17,3	39,4	21,3	31,1	116,7	762,6
DIETRICH ET. AL. 2002	1	6	19,5	36,3	20,0	30,5	165,4	782,7
HELLER & GÖTTSCHE 1986	1	18	7,0	41,2	6,3	31,7	6,2	830,4
HESSE 1990	1	3	30,0	31,0	22,5	23,4	383,6	455,4
HÜLSHOFF 1969	1	5	17,4	41,8	23,1	30,6	136,9	963,7
JOHANSSON 1999	1	32	4,9	33,0	4,1	23,4	8,9	418,3
LWF	1	19	23,8	60,0	22,1	38,4	206,1	1911,3
MUND ET. AL. 2002	6	38	3,5	52,8	4,2	32,0	1,7	1644,6
PÖPPEL 1989	3	22	10,7	37,8	12,0	26,6	58,7	605,4
RAISCH 1983	4	9	5,0	37,0	4,9	27,0	7,6	701,7
SHARMA 1992	3	45	8,9	30,3	12,1	25,0	21,8	377,0
VINS & SIKI 1981	1	3	17,0	32,5	20,8	29,0	81,0	493,0
VYSKOT 1981	1	5	45,8	52,5	30,5	32,4	1050,5	1600,9
VYSKOT 1990	3	40	5,1	31,6	5,9	26,1	6,3	641,8

gen kommt ( $RMSE\% = RMSE/\hat{y} \cdot 100\%$ ).

### Parameter der multiplen Regression

Bei der Verwendung von Modellen mit mehreren Variablen wurden sowohl die t-Werte, als auch die p-Werte der Parameter angegeben. Diese geben Auskunft darüber, ob die Parameter sich signifikant von Null unterscheiden und daher im Modell verbleiben sollten oder nicht. Da aber bei den Modellen, die eine Indikatorvariable mitführen jeweils auch ein Parameter geschätzt wird, ist es für die Interpretation der Ergebnisse von Bedeutung, ob sich die Parameter auch signifikant voneinander unterscheiden. Um dies zu zeigen, wurde ein Signifikanztest durchgeführt, wobei die Hypothese,  $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2$  geprüft wurde, indem die Überschreitung zum 95%-Quantil der t-Verteilung berechnet wurde:  $\frac{\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_2} \sim t(n - p - 1)$  (FAHRMEIR ET AL., 2004, S. 498).

## 2.2 Totholzabbaumodell

### 2.2.1 Einleitung und Hintergrund

Totholz im Wald wird als eine wichtige Komponente im Ökosystem gewertet. Es dient als Habitat für viele Pflanzen-, Tier- und Pilzarten. So sind in Deutschland ein Viertel der ca. 5.200 Käferarten auf Totholz angewiesen (ALBRECHT, 1991). Besonders in Naturwäldern ist Totholz ein prägendes Element und stellt auf diese Weise einen wesentlichen Speicher für Kohlenstoff und Nährelemente dar. Da der überwiegende Anteil von Holz aus Kohlenstoff besteht (50%), ist die Berichterstattung über die Totholzmenge (Pool) auch in der Good-Practice-Guidance des IPCC (2003) verankert und damit Teil der Berichterstattung innerhalb der Klimarahmenkonvention.

Die zeitliche Dynamik des Totholzpool wird durch die Nachlieferung und den Abbau bestimmt. Nachlieferung findet zum einen durch die Mortalität von Bäumen statt, sei es durch natürliches Absterben oder das Eingreifen des Menschen, zum anderen durch das Abfallen von Totästen. Der Abbau von Totholz ist ein komplexer Prozess, wobei hauptsächlich die heterotrophe Respiration der Destruenten eine Rolle spielt (MACKENSEN ET AL., 2003), die eine direkte Freisetzung von CO<sub>2</sub> in die Atmosphäre bedeutet.

Eine systematische Totholzerfassung in Deutschland ist durch die Bundeswaldinventur gewährleistet, jedoch werden nur Tothölzer ab einer bestimmten Größe erfasst. Der hochgerechnete mittlere Volumenvorrat von Totholz (> 20 cm Durchmesser) beträgt 11,5 m<sup>3</sup>/ha BMELV (2007). Dieser recht kleine Vorrat ist Ausdruck der Bewirtschaftung, da die Bäume regelmäßig vor ihrem Absterben durch Erntemaßnahmen entnommen werden.

Um die zeitliche Entwicklung des Totholzpool zu beschreiben, sind daher die Ernteeingriffe in das Ökosystem zu quantifizieren und Kenntnisse über den Totholzabbau unumgänglich. In Deutschland liegen nur zwei Studien zum Abbau von Totholz vor (MÜLLER USING, 2005; KAHL, 2003), während besonders in Nordamerika viele Studien dazu publiziert wurden, wie aus den Literatursammlungen von HARMON ET AL. (1986) und YIN (1999) hervorgeht. Daher wurde in diese Arbeit aus den zugänglichen Studien zum Abbau von Totholz eine Metaanalyse erstellt, um ein übertragbares Abbaumodell für die hiesigen Baumarten und klimatischen Bedingungen ableiten zu können. Dieses Modell bildet die Grundlage für klima- und baumartenspezifische Abbauraten, die für die Berechnung des Startwertes der Totholzmenge und für die Prognose des Pools verwendet wurden (siehe Abschnitt 2.4).

### 2.2.2 Datengrundlage

Um ein auf Metadaten aufbauendes Abbaumodell zu erstellen wurden insgesamt 39 Studien zusammengetragen (siehe Tabelle 2.4). Die nordamerikanischen Studien wurden bereits in YIN (1999) verwendet, um ein speziell nordamerikanisches Abbau-

modell zu erstellen. Der theoretische Hintergrund des Modells von YIN basiert auf der Beschreibung der mikrobiellen Abbauprozesse von AGREN & BOSATTA (1998). Dieser Abbauprozess wird angetrieben von der sich verändernden Substratqualität und führt damit zu einem zeitlich variablen Abbau.

Der Datensatz aus YIN (1999) wurde übernommen und die dazugehörigen Studien beschafft, um Überprüfungen und Erweiterungen auf andere Variablen vornehmen zu können. Zusätzlich wurde der Datensatz um neun weitere Studien aus dem europäischen Raum ergänzt. In der Tabelle 2.4 ist ein Überblick zu den Studien zu finden. Sie enthält sowohl die klimatischen Bedingungen der Studienorte, als auch die Literaturquellen. Da der Abbauprozess auch durch klimatische Bedingungen beeinflusst wird, wurden als mögliche erklärende Variablen die Jahres-, Juli- und Januarmitteltemperatur, sowie die Niederschlagssumme für diese Zeiträume den Studien entnommen.

Im Unterschied zu YIN (1999) wurde hier ein Modell entwickelt, welches den exponentiellen Abbau als Grundlage verwendet und Abhängigkeiten bezüglich des Klimas und der Baumarten aufzudecken versucht. Als abhängige Variable wurde die mittlere verbliebene Totholzfraktion einer Baumart in einem Untersuchungsgebiet angesehen. Die Totholzfraktion wurde, wenn möglich, noch weiter untergliedert, sofern Ast- und Stammteile getrennt betrachtet werden konnten oder die Studien von deutlich unterscheidbaren Durchmessern berichteten. Eine Studie kann daher mehrere Beobachtungen enthalten. Eine Beobachtung kann zum Massenverlust oder zum Dichteverlust vorliegen. Da der Dichteverlust nur ein Teil des tatsächlichen Massenverlustes bei Totholz ausmacht, tendieren die Studien, die den Dichteverlust messen, zu einer Unterschätzung der Abbaurate.

Es konnten sowohl Studien aufgenommen werden, die die verbleibende Totholzfraktion aus unechten Zeitreihen abgeleitet haben, als auch Studien, die auf Beobachtungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten beruhen. Bei unechten Zeitreihen werden mit einer Erhebung die unterschiedlichen Abbauprozesse zeitgleich erfasst. Bei einer solchen Aufnahme läuft man daher Gefahr, die am schnellsten abgebauten, bereits verschwundenen Totholzstücke nicht zu erfassen. Der Abbauprozess kann dann als zu langsam eingeschätzt werden.

Als unabhängige Variable wurde die Zeit, die zum Erreichen der verbleibenden Totholzfraktion benötigt wird, aufgefasst. Weiterhin wurden Kovariablen auf der Baumebene, entweder aus den Studien direkt (mittlerer Durchmesser der Totholzstücke) oder aus der Literatur, abgeleitet (baumartenspezifische Rohdichten). Zusätzlich wurde eine Indikatorvariable eingeführt, um Nadel- von Laubbäumen zu trennen ( $I_{NL}$ ). Im Anhang 7.4 ist eine Übersicht (Tabelle 7.4) zu dem Wertebereich der baumartenspezifischen Variablen enthalten.

### 2.2.3 Modellierung

In den Studien zum Totholzabbau ist häufig eine Berechnung der Abbaurate enthalten. Ist der Zeitraum nicht groß, innerhalb dessen der Abbau stattfindet, so lässt sich der Abbau über eine einfache lineare Funktion beschreiben. Über größere

**Tabelle 2.4:** Übersicht der klimatischen Daten und Studien, die für das Abbaumodell verwendet wurden.  $n$  bezeichnet die Anzahl der aus der Studie abgeleiteten mittleren verbleibenden Totholzfraktionen (getrennt nach Baumart, Ast- oder Stammherkunft, klassifizierte Durchmesser). Temperaturen  $T$  in °C,  $T_a$  = Jahresdurchschnittstemperatur, Niederschläge  $N$  in mm, k.D. = keine Daten.

Studienort	$n$	$T_a$	$T_{Jan}$	$T_{Jul}$	$N_{Jahr}$	$N_{Jan}$	$N_{Jul}$	Autor
Alberta 1	2	0,2	-12,8	11,5	660	35	60	TAYLOR ET AL. (1991)
Alberta 2	4	2,0	-11	13,3	660	35	60	TAYLOR ET AL. (1991)
Alberta 3	1	2,7	-10,3	14	660	35	60	TAYLOR ET AL. (1991)
California	4	10,0	-1,0	18,8	1130	271	8	HARMON ET AL. (1987)
Deutschland 1	13	6,4	0	16,3	1035	57	73	MÜLLER USING (2005)
Deutschland 2	1	6,6	-1,4	15,1	1944	284	64	KAHL (2003)
England 1	7	9,0	1,0	14,0	670	80	20	BODDY & SWIFT (1984)
England 2	4	12,0	4,8	19,0	1144	258	72	SWIFT ET AL. (1976)
Illinois	1	11,0	-1,8	24,6	866	45	99	CHUENG & BROWN (1995)
Indiana	13	12,1	-1,6	24,4	1000	76	106	MACMILLAN (1988)
Lousiana	2	19,5	10,4	27,6	1420	131	132	RICHARDS (1997)
Minnesota 1	8	3,1	-17,0	19,6	639	21	99	ALBAN & PERALA (1992)
Minnesota 2	3	2,4	-17,7	18,9	620	23	98	MILLER (1983)
Nevada	1	6,2	-3,2	17,2	232	43	7	STARK (1973)
New Brunswick	6	2,0	-13,0	18	900	84	83	MACLEAN & WEIN (1978)
New Hampshire 1	13	4,3	-10,2	17,4	970	72	80	GOSZ ET AL. (1973)
New Hampshire 2	24	3,4	-10,0	16,4	1340	112	118	FOSTER & LANG (1982)
New Hampshire 3	8	0,0	-12,0	12,0	1500	104	143	LAMBERT ET AL. (1980)
New Mexiko	1	0,0	-10,0	10,0	700	32	135	GOSZ (1980)
Niederlande	1	9,0	1,0	17,0	770	70	70	DE VRIES & KUYPER (1988)
North Carolina	18	12,6	2,6	21,5	1820	178	129	MATTSON ET AL. (1987)
Norwegen	5	5,7	-6,8	15,8	755	49	84	NAESSET (1999)
Oregon 1	5	4,4	-4,7	14,6	280	47	9	BUSSE (1994)
Oregon 2	2	8,5	2,3	20,6	2200	330	20	FOGEL & CROMACK (1976)
Oregon 3	14	10,1	4,6	15,7	3420	560	46	GRIER ET AL. (1981)
Oregon 4	5	6,5	0,3	14,6	2200	330	20	MEANS ET AL. (1985)
Oregon 5	12	7,8	1,0	15,5	2000	300	30	SOLLINS ET AL. (1987)
Quebec	2	4,0	-22,0	12,0	785	48	99	MOORE (1984)
Russland 1	4	2,6	-7,5	12,5	775	53	89	SHOROHVA & SHOROHOV (2001)
Russland 2	12	4,0	k.D.	k.D.	650	k.D.	k.D.	TARASOV & BIRDSEY (2001)
South Carolina	8	15,9	5,5	25,8	1380	133	114	BARBER & VAN LEAR (1984)
Tennessee	4	15,1	2,8	26,3	1230	114	97	ONEGA & EICKMEIER (1991)
Utah	1	2,6	-6,0	15,0	1140	100	54	GOSZ (1980)
Wales	9	8,0	2,0	12,0	2800	278	167	FAHEY ET AL. (1991)
Washington 1	12	9,4	2,7	16,7	1440	201	38	EDMONDS (1987)
Washington 2	8	9,7	2,0	12,0	1020	150	20	EDMONDS ET AL. (1986)
Washington 3	8	4,7	-2,7	11,8	2300	340	54	ERICKSON ET AL. (1985)
Washington 4	7	9,2	2,9	17,2	1040	150	20	ERICKSON ET AL. (1985)
Washington 5	8	10,0	4,7	15,5	2500	400	39	ERICKSON ET AL. (1985)
Washington 6	7	8,3	-1,9	19,6	600	104	10	ERICKSON ET AL. (1985)
Washington 7	8	9,7	4,6	14,7	3300	501	60	GRAHAM & CROMACK (1982)
Washington 8	8	5,4	-3,2	14,4	2730	431	46	EDMONDS (1987)
Wyoming	5	2,8	-8,5	12,0	600	150	50	FAHEY (1983)

Zeiträume hingegen finden sich deutlich Abweichungen von dem linearen Verlauf. Am häufigsten wird der Abbau als eine Differentialgleichung 1. Ordnung aufgefasst (OLSON, 1963):

$$\frac{dx}{dt} = -kx(t)$$

Das bedeutet, dass es eine Abbaurate  $k$  gibt, die konstant über der Zeit ist. Die abgebaute Menge ist das Produkt aus dieser Abbaurate und der Menge zur Zeit  $t$ . Die Lösung dieser Differentialgleichung ist die Exponentialfunktion  $x_t = x_0 \cdot \exp(-kt)$ , mit einer Konstante  $x_0$ , die als Anfangswert (Masse oder Dichte) des Abbaus interpretiert werden kann. Falls mehrere Beobachtungen zur Schätzung des Parameters  $k$  vorhanden sind, wird diese Gleichung meist logarithmiert und mit Kleinste-Quadrate-Schätzung (KQ-Schätzung) der Parameter berechnet. Mit diesem Modellansatz können aber auch Abhängigkeiten anderer Kovariablen auf die Abbaurate  $k$  gefunden werden. Zur Schätzung der Parameter für beliebige Kovariablen ( $k = \vec{x}^T \vec{\beta}$ ) können daher multiple lineare Regressionen verwendet werden. Hierbei kann der Anfangswert ( $x_0$ ) auf die linke Seite der Gleichung gebracht werden. Man betrachtet somit  $x_t/x_0 = R_t$ , also ein Maß für die relative Totholzfraktion zur Zeit  $t$  (z.B. NAESSET, 1999):

$$\ln R_t = \ln \beta_0 - (\vec{x}^T \vec{\beta})t + \epsilon$$

Die Linearisierung und anschließende Zurücktransformation auf das Originalniveau erbringt einen Bias, für den Korrekturen geschätzt werden können (siehe Biomassefunktion in Kapitel 2.1.3).

Tatsächlich ist der Abbauprozess aber nur annähernd über einen einfachen exponentiellen Zerfall beschreibbar. Nach dem Absterben des Baumes vergeht meist einige Zeit, bis Destruenten das Holz besiedelt haben. In dieser Phase findet fast gar kein Abbau statt („lag-Phase“). Danach kommt es zu einem raschen Abbau des Cellulose-Anteils im Holz, da dieser leichter abgebaut werden kann. Der verbleibende Ligninrest im Holz ist schwerer abbaubar und es kommt wieder zu einer Verlangsamung des Abbauprozesses (KAHL, 2003). Die Einteilung in Phasen ermöglicht auch die Beschreibung des Abbaus mit einem Matrix-Modell (KRUYS ET AL., 2002). Hierzu werden für jede Phase Übergangswahrscheinlichkeiten zur nächsten und übernächsten Phase geschätzt<sup>6</sup>.

Die Schätzung unterschiedlicher Abbauraten für die Phasen des Totholzes bringt das Problem der Abgrenzbarkeit dieser einzelnen Phasen mit sich. Besonders in dem hier verwendeten Datensatz über verschiedene Studien hinweg ist eine Abgrenzung aber nicht möglich. Dies liegt schon an den unterschiedlich gebrauchten Definitionen über die Zersetzungsgrade des Totholzes, zum anderen aber auch daran, dass in den Studien ganz selten die Durchlaufzeiten für solche Zersetzungsphasen angegeben werden.

Sind die Phasengrenzen nicht bekannt, kann man dem Problem über eine gleichzeitige Schätzung zweier (oder mehrerer) Abbauraten abhelfen. Beispielsweise werden doppel-exponentielle Modelle auch zur Beschreibung des Streuabbaus eingesetzt (BERG & MCCLAUGHERTY, 2003):

$$R_t = \beta_0 \exp(-k_1 t) + \beta_1 \exp(-k_2 t) \quad (2.11)$$

<sup>6</sup>Der Modellansatz basiert auf dem Matrixmodell, welches in Abschnitt 2.3 beschrieben ist.

Eine solche Gleichung kann zwar zu einer erfolgreichen nichtlinearen Parameterschätzung führen, ist aber hochgradig instabil, da die Parameterschätzung z.B. für  $\beta_0$  und  $\beta_1$  sich stark verändern, wenn Datensätze entfernt werden oder andere Variablen im Exponenten hinzugefügt werden (siehe auch RATKOWSKY (1990)). Ein Modell mit drei Abbauraten führte schon zu Konvergenzschwierigkeiten.

Diese Modellierungsschwierigkeit ist der eine Grund, warum der einfache exponentielle Abbau verwendet wurde, der andere liegt in der Schätzung der Anfangswerte des Totholzpools, denn bei einer nicht konstanten Abbaurrate müssten die Anfangsvorräte von Totholz simuliert werden, da der Zeitpunkt, zu dem diese anfallen, eine Rolle spielt. D.h. man müsste von der Bundeswaldinventur 2 ausgehend auf vergangene Waldentwicklungen und Erntemaßnahmen schließen, die aber nur mit sehr groben Annahmen umgesetzt werden könnten.

Da nach einer Erweiterung des Modells auf klima- und baumartenspezifische Variablen noch systematische Abweichungen der Residuen bezüglich der Baumarten entdeckt wurden, wurde das Modell mit zufälligen Effekten auf der Baumebene versehen. Dies führt zur Bildung eines gemischten, nichtlinearen Abbaumodells (zur Methode siehe: PINHEIRO & BATES, 2000; NOTHDURFT, 2007).

### Beispiel gemischte Modelle

Gemischte Modelle (oder hierarchische Modelle, Zufallseffektmodelle) sind statistische Modelle, deren Parameter die hierarchische Struktur der Datengewinnung repräsentieren. Fixe Effekte werden durch Parameter dargestellt, die sich auf die gesamte Population beziehen, während zufällige Effekte die Einflüsse der experimentellen Einheit bzw. der Datengewinnung bezeichnen. Nachfolgend wird diese Modellierung an einem Beispiel aus PINHEIRO & BATES (2000) vorgestellt und in die damit verbundene Indexierung eingeführt.

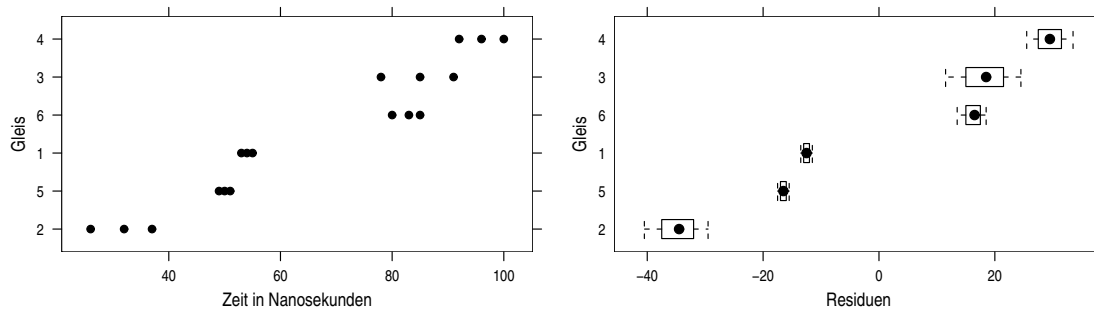
In einem Experiment wurden die Durchlaufzeiten von Ultraschallwellen durch verschiedene Bahngleise gemessen. Betrachtet man die Ergebnisse in Abbildung 2.7, erkennt man, dass offensichtlich bedeutende Unterschiede der mittleren Durchlaufzeiten zwischen den Gleisen bestehen, die größer sind als die Variabilität innerhalb der Gleise. Ignoriert man zunächst die Gruppierung der Gleise, kann man das folgende einfache Mittelwertmodell annehmen:

$$y_{ij} = \beta + \epsilon_{ij} \tag{2.12}$$

Hierbei ist  $y_{ij}$  das  $i$ -te ( $1 \dots 6$ ) Gleis, für das jeweils 3 Beobachtungen von Durchlaufzeiten ( $j$  von  $1 \dots 3$ ) vorliegen.  $\beta$  ist die mittlere Durchlaufzeit (66,5 Nanosekunden) der gesamten Stichprobe. Folglich enthält der Fehlerterm  $\epsilon_{ij}$  die Abweichungen, die jedoch für jedes Gleis das gleiche Vorzeichen haben. Diese Abweichung ist daher systematisch und kann am besten mit einer grafischen Darstellung der Gleise über den Residuen erkannt werden (rechte Abbildung 2.7).

Es liegt nahe, dass auch eine Parameterschätzung für jedes einzelne Gleis durchgeführt werden kann. Dies entspricht dann einem fixen Effekt. Das Modell kann





**Abbildung 2.7:** Beispiel gemischtes Modell: Links Durchlaufzeiten von Ultraschallwellen in Bahngleisen und rechts Residuen des einfachen Mittelwertmodells (siehe Gleichung 2.12, nach PINHEIRO & BATES (2000)).

dann folgendermaßen dargestellt werden:

$$y_{ij} = \beta_i + \epsilon_{ij}$$

Hier werden also sechs Parameter, für jedes Gleis also eine mittlere Durchlaufzeit ( $\beta_i$ ) geschätzt. Die Residuen zeigen keine Tendenzen mehr zwischen den Gleisen. Dieses neue Modell verringert den Standardfehler auf ein Sechstel des vorherigen Wertes.

Da für jedes Gleis eine Anpassung von Parametern gemacht wird, repräsentiert dieses Modell zwar die einzelnen Gleise, ist aber keine repräsentative Darstellung der Gesamtpopulation von Durchlaufzeiten in Gleisen; denn ein Modell für die Gesamtpopulation würde die Durchlaufzeit eines „mittleren“ Gleises darstellen. Das Modell mit fixen Effekten liefert darüber hinaus keine Schätzung für die Variabilität zwischen den Gruppen. Weiterhin steigt bei diesem Modellansatz die Anzahl der nötigen Parameter mit den Gruppen. Ein Modell mit Zufallseffekten umgeht diese Probleme, indem der Gruppeneffekt, der von den unterschiedlichen Gleisen stammt, als eine Zufallsvariable aufgefasst wird:

$$y_{ij} = \beta + b_i + \epsilon_{ij}$$

$\beta$  ist wieder die mittlere Durchlaufzeit der Stichproben, die aber um  $b_i$  für jedes Gleis vom Mittelwert abweicht. Da hier Fehlerterme in zwei Ebenen (Gleise, Gesamtpopulation) des Modells verwendet werden, spricht man auch von hierarchischen oder Multilevel-Modellen.

Als Verteilung der Zufallsvariablen kann eine Normalverteilung mit Mittelwert 0 ( $b_i \sim N(0, \sigma_b^2)$  und  $\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ ) angenommen werden. Die Varianz zwischen den Gruppen wird als  $\sigma_b^2$  und die Varianz innerhalb der Gruppen als  $\sigma^2$  bezeichnet.

## 2.3 Stärkeklassenmodelle

### 2.3.1 Einleitung

Stärkeklassenmodelle sind dadurch charakterisiert, dass der Zustand eines Waldes durch die Verteilung der Baumpopulation nach Durchmesserklassen dargestellt wird. Eine Differenzierung ist nach weiteren Befundeinheiten oder Straten (z.B. Baumartengruppen oder Entwicklungsstufen) möglich. Die mit der Zeit stattfindenden Systemänderungen des Waldes werden über das Wachstum, das Verschwinden (Entnahme, natürliche Mortalität) und den Einwuchs erfasst. Wiederholungsinventuren ermöglichen die quantitative Bestimmung dieser Größen, da festgestellt werden kann, welche Bäume überlebt haben (S-Kollektiv), welche ausgeschieden sind (A-Kollektiv) und welche neu eingewachsen sind (E-Kollektiv). Anhand dieser Größen lässt sich die zukünftige Waldentwicklung prognostizieren, wenn man annimmt, dass die erfasste Wachstumsdynamik auch in der Zukunft erhalten bleibt. Das Stärkeklassenmodell ist ein rein empirisches Verfahren, es benötigt daher keine weiteren Vorinformationen (z.B. aus Ertragstabellen mit Zuwachs und Entnahme für Bestände).

### Entwicklung

Die allgemeinere Form, die so genannten Matrixmodelle, gehen auf LESLIE (1945) zurück und wurden zur Be- und Fortschreibung von Populationen in der Ökologie genutzt. USHER (1966) erweiterte die einfache Matrixform durch die Hinzunahme eines Erntevektors und konnte damit dieses Modell in bewirtschafteten Wäldern anwenden.

BUONGIORNO & MICHIE (1980) erweiterten die Matrixmodelle noch um einen flexiblen Einwuchsvektor, für ungleichaltrige Bestände mit Stichprobenverfahren hergeleitet wird. Dieser Einwuchs hängt von der momentanen Grundfläche und der Stammzahl eines Bestandes ab. Diese Verfeinerung des Matrixmodells ist mit der Bildung von großen, abstrakten Betriebsklassen nicht möglich. Denn ein Dichtstand, der an einem Inventurpunkt erkannt werden kann, muss an anderen Inventurpunkten nicht zu einem veränderten Einwuchs führen. Verwendet man Stärkeklassenmodelle für große Befundeinheiten (Betriebsklassen) wird keine Bestandesdynamik mehr abgebildet, sondern die Bewirtschaftung aller Bäume einer Befundeinheit auf großer Fläche.

### 2.3.2 Mathematische Formulierung

Stärkeklassenmodelle zeichnen sich durch eine sehr kompakte Form aus, da ihre Darstellung in der Matrixnotation vorgenommen werden kann. Um den Aufbau der Matrizen zu zeigen, werden die Gleichungen zunächst für einzelne Durchmesserklassen dargestellt. Die Variable  $y_{1,t}$  enthält die Stammzahl der ersten Durchmesserklasse zum Zeitpunkt  $t$ . Die diskrete zeitliche Entwicklung wird in Periodenabständen

( $\theta$ ) vorgenommen. Innerhalb einer Periode können neue Bäume hinzukommen ( $n_E$ , Einwuchs), Bäume können entnommen werden ( $h_{1,t}$ ) oder in eine höhere Durchmesserklasse einwachsen. Die Übergangswahrscheinlichkeit zur nächsten Durchmesserklasse wird als  $b_1$  dargestellt und die Gegenwahrscheinlichkeit, die den Anteil an verbleibenden Bäumen in der Durchmesserklasse ausdrückt, als  $a_1$ . Schließt man natürliche Mortalität aus, so sind das die vollständigen Möglichkeiten, die für die erste Durchmesserklasse eine Rolle spielen. Die Veränderungen innerhalb der ersten Klasse können daher in einer Gleichung ausgedrückt werden:

$$y_{1,t+\Theta} = n_E + a_1(y_{1,t} - h_{1,t})$$

Für die höheren Durchmesserklassen müssen die Übergänge, die von unteren Durchmesserklassen stammen, addiert werden. Nimmt man an, dass innerhalb einer Periode nur Übergänge zur nächsten Durchmesserklasse möglich sind und auch kein Einwuchs direkt in höhere Durchmesserklassen stattfindet, können die Gleichungen für die höheren Durchmesserklassen erweitert werden zu:

$$\begin{aligned} y_{2,t+\Theta} &= b_2(y_{1,t} - h_{1,t}) + a_2(y_{2,t} - h_{2,t}) \\ &\quad \dots \\ y_{n,t+\Theta} &= b_n(y_{n-1,t} - h_{n-1,t}) + a_n(y_{n,t} - h_{n,t}) \end{aligned}$$

Dieses miteinander in Verbindung stehende lineare Gleichungssystem kann mithilfe der Matrixalgebra komprimiert formuliert werden (BUONGIORNO & MICHIE, 1980, Gl. 4). Dazu werden die Stammzahlverteilungen ( $\vec{y}_t$ ), Stammzahlentnahmen ( $\vec{h}_t$ ) und der Einwuchs ( $\vec{n}_E$ ) in Vektoren der Länge  $k$  (Anzahl der Durchmesserklassen) dargestellt:

$$\vec{y}_{t+\Theta} = \mathbf{G}(\vec{y}_t - \vec{h}_t) + \vec{n}_E \quad (2.13)$$

Die Diagonalelemente der Übergangsmatrix  $\mathbf{G}$  („Growth“) enthalten die Verbleibswahrscheinlichkeiten  $a_i$  der Durchmesserklassen, während die Übergangswahrscheinlichkeiten direkt unter der Diagonalen angeordnet sind. Die Bedingung, dass kein Baum in die übernächste Durchmesserklasse einwächst, kann durch die Wahl der Durchmesserklassenbreite im Verhältnis zu  $\Theta$  eingehalten werden. Da für die letzte Durchmesserklasse kein weiterer Übergang vorgesehen ist, gilt  $a_{kk} = 1$ .

Die Nutzung  $\vec{h}_t$  wird als Entnahme von Bäumen der Durchmesserklasse  $i$  direkt von der Stammzahlverteilung  $\vec{y}_t$  abgezogen. Anhand von Gleichung 2.13 wird unterstellt, dass die Entnahme zum Zeitpunkt  $t$  anfällt, während der Einwuchs  $\vec{n}_E$  erst nach dem Wachstum und der Entnahme neu hinzukommt.

Eine fast identische Modellformulierung erhält man, indem man den Erntevektor  $\vec{h}_t$  durch die relative Entnahmemenge in Form einer Erntematrix  $\mathbf{H}$  ausdrückt:

$$\vec{h}_t = \mathbf{H}\vec{y}_t$$

Ersetzt man damit den Erntevektor aus Gleichung 2.13, so erhält man:

$$\vec{y}_{t+\Theta} = \mathbf{G}(\mathbf{I} - \mathbf{H})\vec{y}_t + \vec{n}_E \quad (2.14)$$

$\mathbf{I}$  stellt hierbei die Einheitsmatrix dar. Diese Modellformulierung eignet sich für den Vergleich von zukünftigen Ernteszenarien besser, da die konstante relative Entnahmemenge flexibler ist als die Darstellung in absoluten Stammzahlen. Die relativen Entnahmen lassen sich auch aus Ertragstafeln bzw. waldwachstumskundlichen Modellen entnehmen. In dieser Arbeit wurden sie anhand der Wiederholungsaufnahme der Bundeswaldinventuren auf Stichprobenbasis geschätzt.

Zu dieser Grundform von Matrixmodellen gibt es noch etliche Abwandlungen und Erweiterungen. BOLTZ & CARTER (2006) haben ein Matrixmodell entwickelt, bei dem auch Mortalität explizit geschätzt wird. Die Schätzung der Parameter wird dadurch aufwändiger, da drei mögliche Übergänge zustande kommen (verbleibende Bäume, zur nächsten Durchmesserklasse eingewachsene Bäume und abgestorbene Bäume). Hierzu haben sie eine multinomiale Schätzung abhängig von den Durchmesserklassen vorgenommen. Diese wird in Abhängigkeit von der Durchmesserklasse geschätzt, die Wahrscheinlichkeiten zwischen den Klassen werden dadurch ausgeglichen.

Eine andere Grundform des Matrixmodells kann gewählt werden, wenn große Zeitspannen zwischen den beiden Datenerhebungen liegen:

$$\vec{y}_{t2} = \mathbf{G}''(\mathbf{I} - \mathbf{H})\mathbf{G}'\vec{y}_{t1} + \vec{n}_E \quad (2.15)$$

Die Anfangsverteilung wird mit  $\mathbf{G}'$  bis zur Periodenmitte fortgeschrieben, danach erfolgt die Ernte. Anschließend wird die Verteilung zum Periodenende berechnet. Schließlich wird der Einwuchs der gesamten Periode hinzugezählt. Auf diese Weise wird auch für die entnommenen Bäume ein Zuwachs (der halben Periode) geschätzt. Für besonders lange Periodenabstände, wie beispielsweise in der Bundeswaldinventur, sollte dieser Zuwachs berücksichtigt werden.

Nachteilig ist jedoch, dass zwei Übergangsmatrizen geschätzt werden müssen. Weiterhin müssen bei langen Zeiträumen die Übergänge zur nächsten und höheren Durchmesserklassen berücksichtigt werden (mit der entsprechend schwierigeren Parameterschätzung). Gleiches gilt auch für den Einwuchsvektor, der Belegungen oberhalb der ersten Durchmesserklassen aufweisen muss. Prognosen mit dieser Grundform sind nur in halben Zeitintervallen möglich, was aber durch Normierung des Zuwachses auf vorgegebene Zeitabstände behoben werden kann. Dazu müssen aber die Zuwächse interpoliert werden.

### 2.3.3 Datengrundlage

Ziel der Anwendung der Matrixmodelle ist es, die zukünftige Holzernte und deren Erlöse unter der Berücksichtigung einer optimalen Kohlenstoffspeicherung für eine große Waldregion zu prognostizieren. Dieses Ziel wurde mit der Linearen Programmierung umgesetzt. Dazu wird die kompakte Matrixnotation des Stärkeklassen-

modells als lineares Gleichungssystem umgeschrieben. Um auf der einen Seite die Anzahl der Gleichungen gering zu halten und auf der anderen Seite die Unterschiede der Baumarten zu berücksichtigen, wurden Baumartengruppen gebildet. Die Unterschiede beziehen sich aber nicht nur auf deren ökologischen Ansprüche, die sich auf die Wachstumsverläufe auswirken, sondern auch auf die Holzerverwendung, da die Entnahme von Bäumen durch deren Vermarktungsmöglichkeit beeinflusst ist.

Für die erste Gruppe wurden daher Fichte, Tanne und Douglasie zusammengekommen. Zwar unterscheiden sich diese Baumarten in ihrem Wachstumsgang, aber weder Douglasie noch Tanne haben über den vollen Durchmesserklassenbereich eine gute Besetzung der zweifach gemessenen Bäume (S-Kollektiv). Auch in den Einschlagsstatistiken (ZMP, 2006) werden sie aufgrund kleinerer Sortenanteile nicht getrennt geführt. Zur Eiche wurden noch die Laubbäume höherer Lebenserwartung, also alle Edellaubhölzer, zugeordnet. Auch diese haben nur einen sehr kleinen Anteil am Gesamteinschlag.

**Tabelle 2.5:** Übersicht zur Baumartengruppierung. Die Baumarten umfassen zusätzlich noch die Arten gleicher Gattung. L = Lebenserwartung,  $F_{Tot}$  = gesamte, der Baumartengruppe zuordenbare Fläche,  $F_{StFl}$  = Standflächen der Bäume mit BHD > 10 cm .

Baumartengruppe	Kürzel	$F_{Tot}$ [ $10^3$ ha]	$F_{Stfl}$ [ $10^3$ ha]
Fichte, Tanne, Douglasie	FiTaDgl	2.858	2.291
Buche	Bu	1.353	1.067
Eiche und andere Laubbäume hoher L.	EiALh	1.285	897
Kiefer, Lärche	KieLae	1.368	1.201
andere Laubbäume niedriger L.	ALn	637	362

Die in Tabelle 2.5 angegebene Gesamtfläche ( $F_{Tot}$ ) entspricht der gesamten Fläche, die dieser Baumartengruppe zuzuordnen ist. Diese Gesamtwaldfläche beträgt 7,5 Millionen Hektar. Daneben wurde der Standflächenbedarf der Bäume berechnet, die mindestens 10 cm Brusthöhendurchmesser aufweisen. Diese Fläche entspricht dem Standraumbedarf der Bäume, die anfänglich mit der Prognose erfasst werden.

In der späteren Linearen Programmierung gilt dann, dass die Gesamtfläche konstant ist, während der Standraumbedarf der Bäume mit einem Brusthöhendurchmesser über 10 cm schwankt. Mithilfe der Flächendifferenz wurde ein standraumabhängiger Einwuchs definiert (Gleichung 2.35).

Die Grundlage der Parametrisierung sind die Daten der Bundeswaldinventuren 1 und 2 der ehemaligen Bundesrepublik Deutschland. Die Modellerstellung basiert auf dem gemeinsamen Messnetz<sup>7</sup>, während die Anwendung sich auf die gesamte Waldfläche der westdeutschen Bundesländer bezieht. Der Unterschied kommt daher, dass

<sup>7</sup>Das gemeinsame Messnetz enthält die Schnittmenge der Stichprobenpunkte der beiden Inventuren.

Teile des Netzes zwischen den Inventuren verändert wurden (manche Bundesländer haben nachverdichtet, bei anderen sind Teile weniger dicht besetzt worden). Das gemeinsame Netz enthält 30.216 Stichprobenpunkte. Jeder Baum wurde für die Modellerstellung in Baumartengruppen, Kollektive und Durchmesserklassen eingeteilt. Für die Bestimmung der Übergangswahrscheinlichkeiten wurden die Bäume herangezogen, für die Messungen von zwei Zeitpunkten vorliegen. Dieses S-Kollektiv umfasst 137.892 Beobachtungen, während in diesem Zeitraum insgesamt 77.230 Bäume ausgeschieden (A-Kollektiv) und 86.432 eingewachsen sind (E-Kollektiv). Die Baumartengruppe FiTaDgl enthält mit 157.415 Bäumen am meisten Beobachtungen (S, E und A-Kollektiv) und die am geringsten besetzte Gruppe ALn immerhin noch 11.745.

Die Anzahl der Gleichungen in der späteren Linearen Programmierung ist stark vom Aufbau des Stärkeklassenmodells abhängig. Da diese Anzahl stets ein vielfaches der Durchmesserklassen, Prognoseschritte und Baumartengruppen ausmacht, wurden 16 Durchmesserklassen in 4 cm-Schritten gewählt. Die 4 cm-Schritte erlauben zeitliche Prognoseintervalle von zwei Jahren, da nur Übergänge zur nächsten Durchmesserklasse zugelassen wurden.

### Natürliche Mortalität und Pflegeeingriffe

In den bewirtschafteten Wäldern Deutschlands gibt es recht wenig Beobachtungen von natürlicher Mortalität. Lediglich 3,6% aller entnommenen Bäume konnten in der Bundeswaldinventur der natürlichen Mortalität zugerechnet werden. Man kann davon ausgehen, dass die tatsächliche natürliche Mortalität höher liegt, da die angeschlagenen Bäume entnommen werden, bevor sie als tote Bäume klassifiziert und in der Inventur erfasst werden können. Umgekehrt gibt es aber besonders in kleineren Durchmesserklassen recht beachtliche Anteile von Bäumen, die zwar umgesägt werden, aber nicht entnommen werden. Diese Pflegeeingriffe verursachen Kosten, ohne dass ein C-Entzug aus dem System Wald stattfindet. Lediglich die Zugehörigkeit des Pools, von lebender Biomasse zu Totholz, ändert sich dadurch.

Aus diesem Grund wurde die natürliche Mortalität nicht direkt in dem Modell abgebildet, sondern der normalen Entnahme zugerechnet. Um aber dem Anteil der Bäume, die im Wald verblieben sind, Rechnung zu tragen, wurde der relative Anteil dieser Bäume an der Ernte berechnet. Der Anteil der verbleibenden Bäume wird in der Beschreibung der Totholzvorratsveränderung in der Linearen Programmierung verwendet ( $DFRest$  in Gleichung 2.38).

Neben dem festen Anteil von Mortalität an der Ernte wurde für die letzte Durchmesserklasse zusätzlich noch eine altersbedingte Mortalität berechnet. Diese Mortalität wird damit begründet, dass Bäume ein maximales physiologisches Alter erreichen. Hierzu wurde das 95%-Quantil des Alters ( $A_{\alpha=0,95}$ ) der letzten Durchmesserklasse berechnet und die Differenz zum mittleren Alter ( $\bar{A}$ ) gebildet. Es wurde dann angenommen, dass innerhalb dieser Zeit die Bäume mit einer (zweijährigen) Rate  $r_M$  absterben, sodass genau 5% verbleiben:

$$\begin{aligned}
A_{\alpha=0,95} - \bar{A} &= \Delta t \\
(1 - r_M)^{\Delta t/2} &= 0,05 \\
r_M &= 1 - 0,05^{2/\Delta t}
\end{aligned} \tag{2.16}$$

### 2.3.4 Kalibrierung der Wachstumsmatrix

Die Wachstumsmatrix  $\mathbf{G}$  enthält die Übergangswahrscheinlichkeiten pro Durchmesserklasse. Für die 16 Klassen mussten daher 15 Übergangswahrscheinlichkeiten berechnet werden, da in der letzten kein Übergang mehr stattfindet. Aus der Schätzung der Verbleibswahrscheinlichkeit ( $a_i$ ) ergaben sich direkt die Übergangswahrscheinlichkeit ( $b_i$ ), da die natürliche Mortalität als Entnahme angesehen wurde (siehe vorheriger Abschnitt 2.3.3).

Nach Gleichung 2.14 wird die Wachstumsmatrix mit der Stammzahl  $y_t$  multipliziert, während die relative Entnahme und der Einwuchs additiv mit der Stammzahl in Verbindung stehen. Die hochgerechnete Stammzahl ergibt sich aus den Stammzahlgewichten der Bundeswaldinventur (siehe Gleichung 2.23). Deswegen muss bei der Schätzung des Einwuchses und der Entnahme die **Gewichtung** berücksichtigt werden, während die Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten für die Wachstumsmatrix ohne Gewichtung möglich ist.

#### Einfache Verhältnisschätzung

Es wurden zwei verschiedene Schätzverfahren verwendet. Beide beziehen sich auf einen Zuwachs des Brusthöhendurchmessers der auf einen Periodenabstand von 14 Jahre normiert wurde. Dies ist notwendig, da jeder Stichprobenpunkt eine unterschiedlich lange Zeit zur Wiederaufnahme besitzt. Im Mittel sind das 14,3 Jahre, wobei sich bei einer zweijährigen Betrachtung die Normierung auf 14 Jahre anbietet.

Zur Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten wird der Quotient zwischen der Anzahl der Bäume, die den Übergang zu einer höheren Klasse vollzogen haben, zur Gesamtzahl der Bäume, die zu Beginn in der Durchmesserklasse waren, gebildet. Dieses Verfahren wäre dann nach MICHIE & BUONGIORNO (1984) eine unverzerrte und einfache Schätzung der Wahrscheinlichkeiten, wenn der komplette zeitliche Abstand zwischen den Inventuren betrachtet wird. In diesem Modell werden aber Prognosen in einem Zeitintervall, welches deutlich kleiner als der Periodenabstand der Bundeswaldinventur ist, verwendet. Deswegen wurde der 14-jährige (normierte) Zuwachs auf zweijahres-Schritte linear interpoliert.

Wendet man dieses Verfahren an, so erhält man eine geschätzte (ungewichtete) Verteilung ( $\tilde{\vec{N}}_{S,t2}$ ) aus der gegebenen Anfangsverteilung ( $\vec{N}_{S,t1}$ ) der Bundeswaldinventur 1.

$$\tilde{\vec{N}}_{S,t2} = \mathbf{G}^7 \vec{N}_{S,t1} \tag{2.17}$$

### Kleinste-Quadrate-Schätzung (KQ)

Die Verhältnisschätzung ist aber nur dann unverzerrt, wenn keine zeitliche Interpolation vorgenommen wird. Daher wurde eine Kleinste-Quadrate-Schätzung (KQ) vorgenommen. Hierzu werden die Übergangswahrscheinlichkeiten der Matrix  $\mathbf{G}$  als Variablen ( $0 \leq a_{jj} \leq 1, j < 16$ ) aufgefasst.

$$\mathbf{G} = \begin{pmatrix} \ddots & & & & 0 \\ \ddots & & a_{jj} & & \\ & & 1 - a_{jj} & \ddots & \\ 0 & & & \ddots & 1 \end{pmatrix} \quad j < 16 \quad (2.18)$$

Durch die mehrfache Anwendung dieser Übergangsmatrix auf die (ungewichtete) Ausgangsverteilung erhält man eine Schätzung der Verteilung zum zweiten Zeitpunkt ( $\vec{N}_{j,t2} = \mathbf{G}^7 \cdot \vec{N}_{S,t1}$ ). Danach werden die Abstände der beiden Verteilungen quadriert. Dieser Betrag soll minimiert werden.

$$|\vec{N}_{j,t2} - \vec{N}_{S,t2}|^2 \stackrel{!}{=} \min \quad (2.19)$$

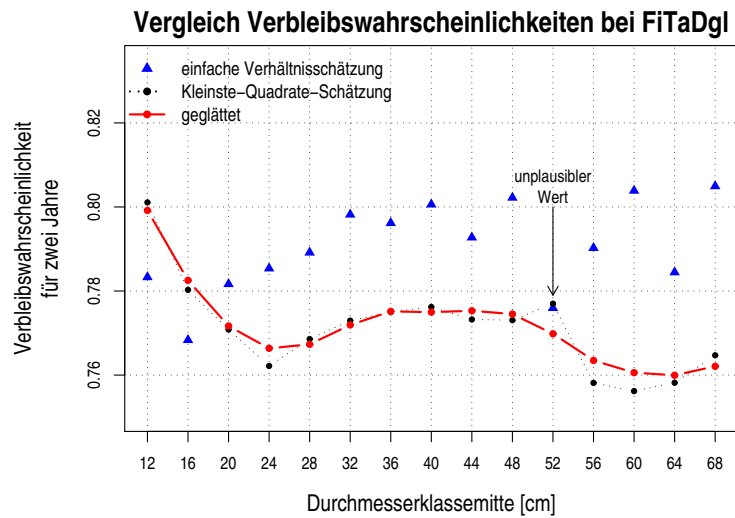
Umgesetzt wurde das, indem in R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) eine Funktion (in Sinne eines Algorithmus) geschrieben wurde, die die Abstandsquadrate abhängig von den 15 freien Übergangswahrscheinlichkeiten berechnet. Da der Zusammenhang über sieben simulierte Perioden nicht mehr linear ist, wurde eine nichtlineare Minimierung dieser Funktion mithilfe von „Port-Routinen“ (GAY, 1990), die in R im Paket `nlm` enthalten sind, durchgeführt. Die Minimierung erfolgte für jede Baumartengruppe getrennt.

Die Minimierung der Abstandsquadrate führt dann zu geschätzten Verteilungen, die praktisch nicht mehr von den (ungewichteten) Stammzahlverteilungen der Bundeswaldinventur 2 unterschieden werden kann (siehe Abbildung 3.5).

Die dazugehörigen Wahrscheinlichkeiten zeigen, wie in Abbildung 2.8 am Beispiel der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne und Douglasie) dargestellt, teilweise unplausible Verläufe. In dieser Abbildung erkennt man, dass die mit der KQ-Methode geschätzten Übergangs- und Verbleibswahrscheinlichkeiten zwar insgesamt geringere Schwankungen als die einfache Verhältnisschätzung aufweisen, aber z.B. die 11. Durchmesserklasse (52 cm) einen Ausreißer aufweist.

Da diese Wahrscheinlichkeiten den Wachstumsverlauf einer Baumartengruppe in einer größeren Region darstellen, muss man annehmen, dass die Verläufe über den Durchmesserklasse ausgeglichen sind. Treten in der Schätzung dennoch Schwankungen auf, die direkt hintereinander über- und unter dem vorherigen Wert liegen, so kann man erwarten, dass dieser Effekt auf die Stichprobenerhebung zurückzuführen ist. Es könnte also zufällig sein, dass gerade in einer bestimmten Durchmesserklasse bessere Standorte in der Stichprobe enthalten waren. In der Vorhersage sollte dieser Effekt aber ausgeglichen sein, da eine mittlere Standortsgüte für nachwachsende





**Abbildung 2.8:** Beispiel: Vergleich verschiedener Schätzungen der Verbleibswahrscheinlichkeiten für FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie). Im Unterschied zur einfachen Verhältnisschätzung zeigen die mit der Kleinste-Quadrate-Methode angepassten Wahrscheinlichkeiten sehr gute Vorhersagen der ungewichteten Stammzahlen (siehe Abbildung 3.5), aber dennoch teilweise unplausible Verläufe, die geglättet wurden.

Bäume unterstellt wird.

Aus diesem Grund wurden die zuvor berechneten Verbleibswahrscheinlichkeiten ausgeglichen. Da der Zusammenhang durchaus kein funktionaler, sondern lediglich ein ausgeglichener sein soll, wurden die Wahrscheinlichkeiten abhängig von der Durchmesserklasse mit einem Polynom-Regressionsspline (HASTIE & TIBSHIRANI, 1991, S.29 ff) modelliert. Hierzu wurde die Funktion `loess` in R benutzt (rote Linie in Abbildung 2.8).

### 2.3.5 Kalibrierung der Entnahmematrix

Die relative Entnahme ist additiv mit der gewichteten Stammzahl verknüpft. Daher muss bei deren Schätzung die Gewichtung der Bäume berücksichtigt werden. Es wurde, wie im Abschnitt zuvor, zunächst eine einfache Verhältnisschätzung vorgenommen, indem die Summe der Stammzahlgewichtungen zum Zeitpunkt der Erstinventur der ausgeschiedenen Bäume ins Verhältnis zur Summe der gesamten Stammzahlgewichte zur Erstinventur gesetzt wurde:

$$\tilde{h}_j = \sum_{i \in A} w_{j,t1,i} / \left( \sum_{i \in AUS} w_{j,t1,i} \cdot \overline{PL} \cdot F_{StFl} \right) \quad (2.20)$$

$\overline{PL}$  steht für die mittlere Periodenlänge in Jahren und  $F_{StFl}$  (siehe Tabelle 2.5) für die Standfläche (siehe Tabelle 3.12) in Hektar. Die Fläche wurde in dieser Gleichung nur eingeführt, um eine bessere Vergleichbarkeit auf einem mittleren Hektar herzustellen. Diese Schätzung liegt geringfügig, aber systematisch, unter dem tat-

sächlichen Einschlag, da die Ernte zum Zeitpunkt der Erstinventur unterstellt wird und somit ein Jahreszuwachs der entnommenen Bäume fehlt. Weiterhin unterstellt diese Schätzung die Anfangsgewichtung der Bäume, tatsächlich aber müssten die Gewichtungen zum Zeitpunkt des Ausscheidens herangezogen werden; diese sind jedoch nicht aus den Inventurdaten ableitbar.

Wegen dieser Unterschätzung wurde noch eine zweite Herleitung vorgenommen. Dazu wurde wie zuvor eine Kleinste-Quadrate-Schätzung durchgeführt. Hierfür wurden die Übergangswahrscheinlichkeiten als feste Größe übernommen, sowie ein Einwuchs nach Gleichung 2.27 berechnet. Danach wurde eine Minimierung der Abstandsquadrate zwischen den gewichteten Stammzahlverteilungen vorgenommen. Um plausible Werte zu erhalten, wurden bei der Minimierung Grenzen im Intervall  $[0,1]$  gesetzt.

Zunächst muss hierfür die gewichtete Stammzahlverteilung geschätzt werden. Dazu wurde die Notation der Matrixmodelle aus Gleichung 2.13 verwendet, um für Zeitintervalle der Länge  $\theta$  neue Verteilungen zu schätzen.  $\mathbf{H}$  ist eine Matrix, die die zu bestimmenden relativen Entnahmen ( $h_{ii}$ ) enthält, während  $\mathbf{G}$  die zuvor berechnete Wachstumsmatrix und  $\vec{n}_E$  den Einwuchsvektor darstellt:

$$\vec{\tilde{n}}_{j,t1+\theta} = \mathbf{G}(\mathbf{I} - \mathbf{H}) \cdot \vec{n}_{j,t1} + \vec{n}_E \quad (2.21)$$

Diese Berechnung wurde iterativ für sieben Prognoseschritte durchgeführt, um die gewichtete Stammzahlverteilung zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur 2 ( $\vec{\tilde{n}}_{j,t2}$ ) zu erhalten. Danach wurden die Abstände zur tatsächlichen (gewichteten) Stammzahlverteilungen ( $\vec{n}_{j,t2}$ ) der Bundeswaldinventur 2 quadriert.

$$|\vec{\tilde{n}}_{j,t2} - \vec{n}_{j,t2}|^2 \stackrel{!}{=} \min \quad (2.22)$$

Auch hier wurde eine Funktion (im Sinne eines Algorithmus) geschrieben, die die iterativen Stammzahlschätzungen vornimmt und als Ergebnis die Summe der Abstandsquadrate liefert. Diese Funktion wurde mit „Port-Routinen“ (GAY, 1990) minimiert, um zur Schätzung der Entnahmewahrscheinlichkeiten zu gelangen.

Diese relativen Entnahmen schwanken sehr stark, was sich aufgrund der vorgegebenen Übergangswahrscheinlichkeiten, die durchaus kleine Schwankungen zwischen den Durchmesserklassen aufwiesen, einstellen musste. Diese Ausschläge stellen aber Artefakte dar. Sie wurden deshalb - wie zuvor die Übergangswahrscheinlichkeiten - mit einem Spline ausgeglichen.

### 2.3.6 Schätzung des echten Einwuchses

Die im folgenden dargestellte Herleitung des echten Einwuchses basiert auf einem unveröffentlichten Arbeitsbericht von KÄNDLER (2001). Der Vektor  $n_E$  enthält den Einwuchs, das sind die Bäume, die in die erste Durchmesserklasse in der Periode  $\Theta$  einwachsen. Üblicherweise werden Matrixmodelle auf ungleichaltrige Bestände angewandt und durch Stichproben mit einem festen Probekreis zu zwei Zeitpunkten parametrisiert. Die Berechnung des echten Einwuchses ist dann sehr einfach,

da er sich direkt aus den neu hinzugekommenen Bäumen (E-Kollektiv) ergibt. Im Unterschied dazu basiert die Stichprobenerhebung von Bäumen in der Bundeswaldinventur auf einer Winkelzählprobe, die für die Aufnahme in die Stichprobe unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten mit sich bringt. Die Auswahlwahrscheinlichkeit ist proportional zur Grundfläche eines Baumes und damit können in der zweiten Erhebung auch neu hinzugekommene Bäume in der Stichprobe sein, die durch Grundflächenzuwachs aufgenommen werden, aber keinen echten Einwuchs, der von unten in die Aufnahmeschwelle eingewachsen ist, darstellen. Aus diesem Grund wird im folgenden das E-Kollektiv in die Unterkollektive  $E_W$  und  $E_S$  getrennt.  $E_W$  steht für echten Einwuchs, der zum Zeitpunkt der Erstinventur die Aufnahmeschwelle noch nicht erreicht hatte, und  $E_S$  steht für den Einwuchs, welcher schon zur Erstinventur die Aufnahmeschwelle erreicht hatte, aber aufgrund der Auswahlwahrscheinlichkeit nicht aufgenommen wurde.

Die Aufnahmeschwelle wurde auf 10 cm festgesetzt. Für eine gegebene Zählbreite  $k$  (in der Bundeswaldinventur ist  $k = 4$ ) wird die Gewichtung eines Probebaumes mit der Grundfläche  $g$  berechnet nach:

$$w_i = \frac{k}{g_i} \quad (2.23)$$

Diese Gewichtung entspricht dann der Stammzahl pro Hektar, wenn die Zählbreite in  $\text{m}^2/\text{ha}$  und die Grundfläche in  $\text{m}^2$  berechnet wird.

Schätzt man die Grundgesamtheit aller Bäume, die überlebt und die Aufnahmeschwelle erreicht haben (S-Kollektiv), kann man zum Zeitpunkt der Erstinventur die Summe aller Erstgewichte der Bäume, die zum zweiten mal in der Stichprobe enthalten sind, bilden:

$$\tilde{N}_S^{t1} = \sum_{i \in S} w_{t1,i} \quad (2.24)$$

Dieser Schätzer kann auch zum Zeitpunkt der Zweitinventur berechnet werden, jedoch haben sich die Gewichte zum zweiten Zeitpunkt für die Bäume aufgrund ihres Grundflächenzuwachses verringert, dafür sind neue Bäume in die Stichprobe eingewachsen. Der Verlust der Gewichte wird durch das Kollektiv  $E_S$  ausgeglichen. Diese sind jedoch nur theoretisch von den  $E_W$  Bäumen zu trennen.

$$\tilde{N}_S^{t2} = \sum_{i \in S} w_{t2,i} + \sum_{i \in E_S} w_{t2,i} \quad (2.25)$$

Da sich beide Schätzer auf die gleiche Grundgesamtheit beziehen, haben sie identische Erwartungswerte, auch wenn ihre Schätzungen stichprobenbedingt abweichen können. Da sich das Kollektiv  $E$  aus  $E_W$  und  $E_S$  zusammensetzt, kann Gleichung 2.25 auch umformuliert werden zu:

$$\tilde{N}_S^{t2} = \sum_{i \in S} w_{t2,i} + \sum_{i \in E} w_{t2,i} - \sum_{i \in E_W} w_{t2,i} \quad (2.26)$$

Im letzten Schritt können die Schätzer der S-Kollektive zum Anfangszeitpunkt (Gleichung 2.24) und der Schätzer zur Wiederholungsaufnahme gleichgesetzt werden. Daraus ergibt sich dann der echten Einwuchs. Dieser wurde zur Berechnung, getrennt für die Baumartengruppen, angewandt:

$$\tilde{N}_{EW} = \sum_{i \in S} w_{t2,i} + \sum_{i \in E} w_{t2,i} - \sum_{i \in S} w_{t1,i} \quad (2.27)$$

## 2.4 Prognosen

### 2.4.1 Die Lineare Programmierung

Die Methode der Linearen Programmierung (LP) ist ein Werkzeug des „Operations Research“ (OR). Eine Definition des Begriffs Operations Research lautet nach RUNZHEIMER (1990): „Operations Research ist die Anwendung von wissenschaftlichen Erkenntnissen auf das Problem der Entscheidungsfindung in der Unsicherheits- oder Risikosituation, mit dem Ziel, den Entscheidungsträgern bei der Suche nach optimalen Lösungen eine quantitative Basis zu liefern. Dabei können Erkenntnisse aus allen wissenschaftlichen Disziplinen herangezogen werden.“

Der Begriff „Programmierung“ ist eher im Sinne von „Planung“ zu verstehen als im Sinne der Erstellung eines Computerprogramms. Dantzig<sup>8</sup> prägte diesen Begriff schon 1947 und ihm gelang auch der Durchbruch zum Auffinden der Optimallösung, indem er den Simplexalgorithmus entwickelte. Es ist bis heute das meistgenutzte Verfahren zur Lösung Linearer Programme.

Häufig lassen sich Lineare Programme zur Lösung von Problemen einsetzen, für die keine speziell entwickelten Lösungsverfahren bekannt sind, beispielsweise bei der Planung von Verkehrs- oder Telekommunikationsnetzen oder in der Produktionsplanung. Deutschsprachige forstwirtschaftliche Beispiele für deren Anwendung finden sich in SPEIDEL (1972), BÖSCH (1987), ZELL ET AL. (2004) und GADOW (2005).

### 2.4.2 Annahmen des Prognosemodells

#### Berechnung des Erntevolumens, der C-Speicherung des C-Entzugs

Üblicherweise wird unter dem „praxisüblichen“ **Erntevolumen** das Volumen verstanden, welches bei der Lohnberechnung von Waldarbeitern als Bezugsgröße dient. Dieses unterscheidet sich von dem Volumen, welches dem Wald tatsächlich entnommen wird durch das Zurücklassen des X-Holzes<sup>9</sup> und des nichtvertbaren Derbholzes

---

<sup>8</sup>Siehe hierzu die 11. Auflage von DANTZIG (1998).

<sup>9</sup>Der Begriff X-Holz stammt aus der Entlohnung für Waldarbeiter. Es bezeichnet Holz, für das eine Entlohnung vorgenommen werden muss, das aber keinen Erlös erbringt, da es nicht verkauft wird.

(NVD). Um sich dem tatsächlichen Erntevolumen anzunähern, wurde daher zunächst ein „theoretisches“ Erntevolumen berechnet und davon noch X-Holz und NVD abgezogen.

Für die Berechnung des „theoretischen“ Erntevolumens wird eine Voluminierung abhängig von den Eingangsgrößen (Brusthöhendurchmesser ( $d_{1,3}$ ), Höhe ( $h$ ) und eines oberen Durchmessers ( $d_7$ )) vorgenommen. Als unterer Trennschnitt wird eine Höhe relativ zur Baumhöhe (1% der Baumhöhe) verwendet. Der obere Trennschnitt wird an dem Durchmesser angesetzt, der als praxisüblicher Zopfdurchmesser betrachtet wird. Dieses „theoretische“ Erntevolumen wurde mit Hilfe der Programm-bibliothek BDAT (KUBLIN & SCHARNAGL, 1988) berechnet, welche Funktionen und Unterprogramme für die Modellierung von Baumschäften und Volumenberechnungen umfasst.

Die Anteile von X-Holz wurden aus den Bestandessortentafeln MLR (1993) als konstanter Wert pro Durchmesserklasse entnommen. Schließlich erhält man ein „effektives“ Erntevolumen ( $EV_{\text{eff}}$ ).

Zur Berechnung der oberirdischen Baumvolumina wurden über die Mittelwerte der Durchmesserklassen die Eingangsgrößen für die Expansionsschätzung (GAM-Modell, nach Gleichung 2.6) gebildet und angewandt. Die Mittelwerte die hierfür benötigt werden, sind der Brusthöhendurchmesser ( $d_{1,3}$ ), die Baumhöhe ( $h$ ) und das Derbholzvolumen ( $D_V$ ), welches noch zusätzlich vom  $d_7$  abhängig ist.<sup>10</sup>

Durch die Anwendung der Raumdichten aus Kapitel 2.1.2 konnten **oberirdischen Biomassen** pro Durchmesserklasse abgeleitet werden. Zur Bestimmung der **Wurzelmassen** wurden die Wurzelfunktionen von DIETER & ELSÄSSER (2002) verwendet. Ferner wurde angenommen, dass die Biomasse zu 50% aus Kohlenstoff besteht (GRAMMEL, 1989). Bis auf die Expansion zum Gesamtbaumvolumen entsprechen diese C-Berechnungen dem Vorgehen, wie sie im Nationalen Treibhausgasbericht der Bundesregierung umgesetzt wurden. Sie sind dort ausführlich im Anhang beschrieben (UBA, 2006).

## Berechnung der Erlöse und Kosten nach Stärkeklassen

Die Bruttoerlöse der Rohholzproduktion wurden getrennt von den Holzerntekosten betrachtet. Dies liegt in der Annahme begründet, dass die Kosten, im Unterschied zu den Holzpreisen, steigen, da sie einer Inflation unterliegen. Hierzu wurde der Mittelwert der Inflation in Deutschland der Jahre 1992-2006 (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2007) berechnet. Die Inflation betrug demnach 2% (p.a.).

Im Unterschied zur Inflation bei den Kosten kann für den Rohholzerlös in Deutschland keine eindeutige (zeitliche) Entwicklung des Preisindex erkannt werden. Er schwankte in den Jahren 1994-2003 zwischen 85% und 115% bezogen auf das Basisjahr 2000 (ZMP, 2006). Deswegen wurden für die Erzeugerpreise des Rohholzes

<sup>10</sup>Es wurde auch exemplarische zuerst die gam-Schätzung auf Einzelbaumebene angewandt und danach die Mittelwerte für die Durchmesserklassen gebildet. Da die Werte innerhalb der Klassen nicht normalverteilt sind, stellt sich ein Bias ein. Dieser liegt aber unter 1,5% und wurde daher vernachlässigt.

drei Szenarien (85%, 100% und 115%) angenommen.

Eine Preisauskunft, gegliedert nach Baumarten, Sorten und Güten, über einen mehrjährigen Zeitraum ist in den Daten der ZMP (2006) nicht enthalten. Deswegen wurde das forstliche Führungsinformationssystem (FOFIS) der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg als Datengrundlage für die **Rohholzpreise** verwendet. Dort sind die Einschlagsmengen und Bruttoerlöse sehr detailliert für die Jahre 1999-2006 enthalten. Für die Mittenstärkensortierungen des Stammholzes wurden für die Baumartengruppen die mittleren Erlöse (über alle Güten und den genannten Zeitraum) berechnet. Für das Industrieholz wurde genauso verfahren, jedoch keine Sorten unterschieden. Die **Sortenanteile** mittlerer Bestände sind in den Hilfstabellen für die Forsteinrichtung MLR (1993) enthalten. Sie geben die mittleren Anteile jeder Stärkeklasse an Stammholz, Industrieholz, Schichtholz, X-Holz und nichtwertbares Derbholz an. Für den kleinen Anteil von Brennholz wurde angenommen, dass sich die Kosten und Bruttoerlöse<sup>11</sup> entsprechen. Auf dieser Grundlage konnten dann die mittleren Erlöse der Stärkeklassen und Baumartengruppen berechnet werden. Weiterhin wurde angenommen, dass bei einer Ernte die Anteile von X-Holz und nichtwertbarem Derbholz im Wald als Totholz verbleiben, während die anderen Sortimente (Stammholz, Industrieholz und Brennholz) entzogen werden.

Die Berechnung der **Holzerntekosten** entspricht den Tabellenwerten für den erweiterten Sortentarif (EST), die vom Kuratorium für Waldarbeit und Forstwirtschaft (KFW)<sup>12</sup>, veröffentlicht werden. Als Rückekosten wurden landestypische Werte unterstellt.<sup>13</sup> Da üblicherweise die Nettoerlöse in Bezug auf das Erntevolumen ausgedrückt werden, sind für die beiden häufigsten Baumartengruppen in Abbildung 2.9 die Ergebnisse dieser Berechnung dargestellt.

### Ökonomische Rahmenbedingungen

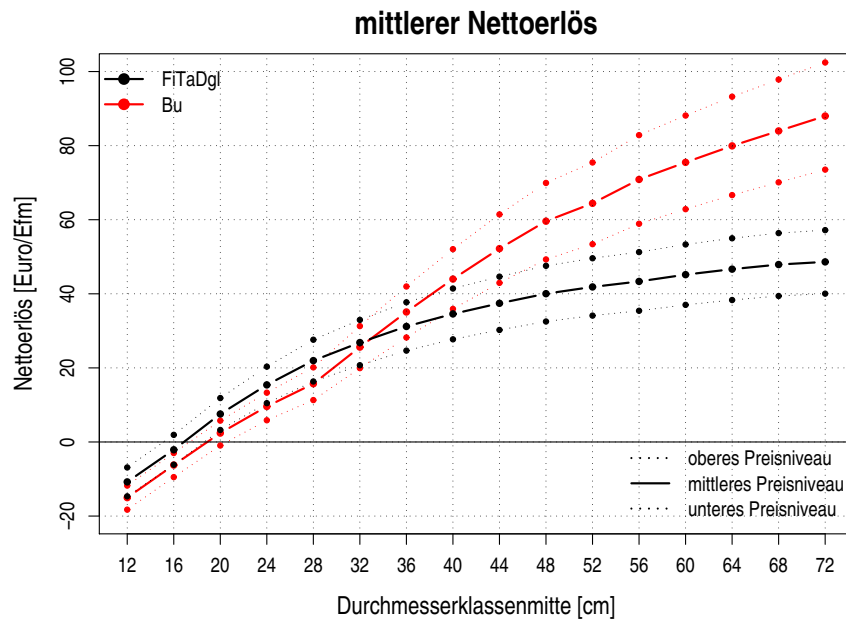
Unter der Annahme, dass die C-Speicherung in Wäldern einen Wert besitzt, lässt sich eine Zielfunktion beschreiben, die die Koppelproduktion Holzentnahme und gleichzeitige C-Speicherung in dem System Wald beschreibt. Bei der Bewertung des Waldes wird eine klassische Investitionsrechnung (Kapitalwertmethode) zugrundegelegt, bei der zunächst der Wert des stehenden Holzes zum Zeitpunkt und Zustand der Bundeswaldinventur 2 als Kosten einer hypothetischen Investition betrachtet wird. Mit Beginn dieser Investition erfolgen monetäre Rückflüsse durch die Entnahme von Bäumen. Am Ende der Betrachtung, nach 30 Jahren (oder 15 Prognoseperioden), wird erneut der Wert des Waldes berechnet. Alle zukünftigen Geldströme werden dabei mit einer **Zinsforderung** des **Entscheidungsträgers** diskontiert, wobei verschiedene Zinsvarianten (0-5%, in 1%-Stufen) unterstellt wurden.

---

<sup>11</sup>Die Brennholzpreise zeigen einige sehr unplausible Werte in der Datenbank, offensichtlich sind hier Fehlbuchungen aufgetreten. Deswegen wurde der Brennholzpreis nicht verwendet.

<sup>12</sup>Die Tabellen sind online verfügbar unter: <http://www.kwf-online.de/>.

<sup>13</sup>mündlich von Volker Bölle, Abteilung Waldnutzung, Forstliche Versuchs und Forschungsanstalt Baden-Württemberg



**Abbildung 2.9:** Nettoerlöse der Baumartengruppe FiTaDGl (Fichte, Tanne, Douglasie) und Buche über den Stärkeklassen. Zusätzlich noch die Preisniveaus, bei denen ein Veränderung des Erlöses auf das 0,85 bzw. 1,15-fache vorgenommen wurde. Die Holzerntekosten bleiben jedoch konstant.

In dieser Arbeit wird ebenfalls angenommen, dass eine zeitlich begrenzte **Kohlenstoffaufnahme** im Wald einer **Diskontierung** unterzogen werden sollte. Der Zinsfuß der hierbei verwendet wird, macht die lange in der Zukunft zu erwartenden CO<sub>2</sub>-bedingte Schäden mit heutigen politisch-motivierten Ausgleichszahlungen vergleichbar.

Dieser Zinsfuß ist nicht variabel, sondern eine normative Setzung, die als eine exogene Forderung an die temporäre Speicherleistung im Wald gestellt wird. Sie unterscheidet sich daher von der Zinsforderung des Bewirtschafters, die als ein Ausdruck individuellen Handelns verstanden wird und daher als eine Variable im Modell untersucht wurde.

Um den Barwert eines beliebigen zukünftigen Verlaufs von C-Speicherungen zu bilden, bietet es sich an, die Diskontierung, wie sie aus der Finanzmathematik bekannt ist, anzuwenden. RICHARDS & STOCKES (2004) verwenden hierzu den Begriff „Present Tons Equivalent“ (im folgenden als PTE bezeichnet). Bezieht man diesen Barwert auf die Zeitspanne des Prognosezeitraums (in diesem Fall 30 Jahre), erhält man ein mittleres Vergleichsmaß, bei dem der Zeitpunkt der C-Speicherung mit berücksichtigt wird, im Gegensatz zu dem in den Berichterstattungspflichten üblichen „Implied Emission Factor“ (IEF), welcher lediglich die Differenz der C-Speicherung als Mittelwert (meist pro Hektar und Jahr) wiedergibt.

$$\begin{aligned}\overline{IEF} &= \frac{\Delta C}{\Delta t} \\ \overline{PTE} &= \frac{1}{t_n} \sum_{t=0}^n \frac{\Delta C_t}{(1+r_c)^t}\end{aligned}\tag{2.28}$$

### 2.4.3 Mathematische Formulierung des LP-Prognosemodells

#### Zielfunktion

Die Grundlage der Prognose bildet das Stärkeklassenmodell. Das Modell benutzt Übergangs- und Verbleibswahrscheinlichkeiten zur Beschreibung des Wachstums und schätzt Einwüchse für die Baumartengruppen. Die Anzahl der künftig zu erntenden Bäume jeder Baumartengruppe und Stärkeklasse sind die Entscheidungsvariablen, für die eine optimale Lösung gesucht wurde.

Folgende Indizes werden zur Beschreibung verwendet:

- $i$ : ist die Baumartengruppe (FiTaDgl, Bu, EiALh, KieLae, ALn)
- $j$ : steht für den Prognoseschritt (1-15, entsprechend der Jahre 2002-2030)
- $k$ : bezeichnet die Durchmesserklasse (1-16, beginnend bei 10 cm in 4 cm-Stufen).

Die Stammzahlen ( $N$ ) und die Stammzahlentnahmen ( $Aus$ ) werden mit allen drei Indizes belegt. Da bei den Kosten eine Inflation unterstellt wurde, wurden die Erlöse ( $E$ ) und die Kosten ( $K$ ) getrennt betrachtet.  $f_E$  ist ein Faktor, der die Szenarien der verschiedenen Erlöse (Preisniveaus von 0,85; 1; 1,15) beinhaltet. Die Investitionskosten ( $I$ ) zu Beginn können daher formal geschrieben werden als:

$$I = \sum_i \sum_k N_{i,1,k} \cdot (f_E \cdot E_{i,k} - K_{i,k})\tag{2.29}$$

Die Rückflüsse nach der Investition sind die Nettoerlöse der Ernten zu den Zeitpunkten  $t_j$ . Von diesen erwarteten Zahlungsströmen wird der Kapitalwert  $K^{Ernte}$  gebildet. Die Inflationsrate wurde mit  $r_{in}$  und die Zinsforderung des Entscheidungsträgers als  $r_z$  bezeichnet, dann kann für den Kapitalwert der Ernte auch geschrieben werden:

$$K^{Ernte} = \sum_i \sum_{j < 15} \sum_k Aus_{i,j,k} \frac{f_E \cdot E_{i,k} - K_{i,k} \cdot (1+r_{in})^{t_j}}{(1+r_z)^{t_j}}\tag{2.30}$$

Das Pendant zu den Investitionskosten ist die Liquidation, welche den Wert des Waldes zum Ende des Betrachtungszeitraums darstellt.

$$L = \sum_i \sum_k N_{i,15,k} \frac{f_E \cdot E_{i,k} - K_{i,k} \cdot (1+r_{in})^{t_{15}}}{(1+r_z)^{t_{15}}}\tag{2.31}$$



Die verschiedenen Inwertsetzungen der zusätzlichen C-Speicherungen werden mit  $CWert$  und dessen Verzinsung mit  $r_c$  bezeichnet. Von der Vorratsveränderung des Kohlenstoffs in der lebenden Biomasse kann folglich auch ein Kapitalwert gebildet werden. Er wird mit  $K^{Biomasse}$  bezeichnet und wurde folgendermaßen berechnet:

$$K^{Biomasse} = \sum_i \sum_{j=2}^{15} \sum_k (N_{i,j,k} - N_{i,j-1,k}) \cdot CSpeicher_{i,k} \cdot \frac{CWert}{(1+r_c)^{t_j}} \quad (2.32)$$

Im Unterschied zu den letzten Gleichungen wird im Totholz-Pool keine Durchmesserklasse mitgeführt, sondern nur die Speicherung  $CTotholz_{i,j}$  in seiner Entwicklung über der Zeit und getrennt nach Baumartengruppen betrachtet. Die Vorratsveränderung im Totholz wird später in einer Restriktion formuliert. Dessen Kapitalwert wird in Analogie zum Kapitalwert der Biomasse berechnet nach:

$$K^{Totholz} = \sum_i \sum_{j=2}^{15} (CTotholz_{i,j} - CTotholz_{i,j-1}) \cdot \frac{CWert}{(1+r_c)^{t_j}} \quad (2.33)$$

Zusammenfassend ergibt sich daraus die Zielfunktion, wobei die Investition ( $I$ ) eine konstante Größe ist und deswegen keinen Einfluss auf die Optimierung hat. Sie könnte zur Vereinfachung auch weggelassen werden.

$$\max Z = -I + K^{Ernte} + L + K^{Biomasse} + K^{Totholz} \quad (2.34)$$

Mit jeder Entnahme von Stämmen verändern sich die Vorräte in der lebenden Biomasse und Totholz, während ein Nettoerlös erwirtschaftet wird. Die Stammzahlentnahmen sind daher die Entscheidungsvariablem in dieser LP.

## Nebenbedingungen

### Standflächenabhängiger Einwuchs

In einer ersten Version des Modells wurde ein konstanter Einwuchs verwendet. Dieser entsprach dann direkt dem in Gleichung 2.27 hergeleiteten Schätzer. Deutlich flexibler und realitätsnäher wird das Modell allerdings, wenn man den Einwuchs abhängig von der Eingriffsstärke macht. Dies wurde erreicht, indem die Gesamtfläche ( $F_{Tot}$ , siehe Tabelle 2.5) als konstant über der Zeit angesehen wurde. Von dieser Fläche wird die Differenz zur Standfläche ( $F_{StFl}$ ) gebildet. Diese Standfläche beinhaltet Bäume, mit einem Brusthöhendurchmesser von mindestens 10 cm; diese entsprechen der Stammzahl im Modell. Man kann dann gedanklich die Gesamtzahl des Einwuchses auf die Flächendifferenz verteilen und erhält einen auf den Hektar bezogenen Einwuchs ( $n_{Erel}$ ). Um den Einwuchs von der Standfläche abhängig zu machen, wurde die Standfläche (pro Baum und Durchmesserklasse,  $StFl_{i,k}$ ) aus der Bundeswaldinventur 2 abgeleitet und mit der Stammzahl multipliziert. Der standflächenabhängige Einwuchs wurde dann in Gleichung 2.36 folgendermaßen formuliert:

$$Einwuchs_{i,j} = FTot_i - n_{Erel} \cdot \sum_k N_{i,j-1,k} \cdot StFl_{i,k} \quad (2.35)$$

### Stammzahleentwicklung

Aus dem zuvor entwickelten Stärkeklassenmodell konnte die Übergangswahrscheinlichkeiten  $V_{i,k}$  verwendet werden, um die Stammzahleentwicklung  $N_{i,j,k}$  als eine Nebenbedingung in der LP zu formulieren. In der ersten Zeile der Gleichung 2.36 wird die Stammzahlveränderung durch die Entnahmen  $Aus_{i,j-1,k}$  und die Anzahl Verbleibender  $V_{i,k} \cdot N_{i,j-1,k}$  dargestellt. In der letzten Durchmesserklasse ( $k = 16$ ) findet jedoch kein Übergang mehr statt, dafür werden aber Bäume entnommen und die in Gleichung 2.16 hergeleitet Altersmortalität (als 2-jährige Rate  $r_{m,i}$ ) führt zu einem Absterben verbleibender Bäume.

In der dritten und vierten Zeile kommen die von unten einwachsenden Stämme hinzu. Für die erste Durchmesserklasse bedeutet das, dass Einwuchs (der noch zusätzlich von der Summe der Standflächen abhängig gemacht wurde) hinzugezählt wird, für höhere Durchmesserklassen sind das die Bäume, die von der jeweils unteren Durchmesserklasse hinzukommen.

$$N_{i,j,k} = \begin{cases} V_{i,k} \cdot N_{i,j-1,k} - Aus_{i,j-1,k}, & \text{falls } k \neq 16 \\ (1 - r_{m,i}) \cdot N_{i,j-1,k} - Aus_{i,j-1,k}, & \text{falls } k = 16 \end{cases} + \begin{cases} Einwuchs_{i,j}, & \text{falls } k = 1 \\ (1 - V_{i,k-1}) \cdot N_{i,j-1,k-1} - Aus_{i,j-1,k-1}, & \text{falls } k \neq 1 \end{cases} \quad \forall j \neq 1 \quad (2.36)$$

### Totholzvorrat

Für die Berechnung des C-Totholzpool war ein Anfangswert nötig. Totholz wird in der Bundeswaldinventur zwar erfasst, jedoch nur Holz mit einem Mindestdurchmesser am dickeren Ende von 20 cm; bei Wurzelstöcken liegt die Schwelle sogar bei 50 cm Höhe oder 60 cm Schnittflächendurchmesser (BMELV, 2007). Das hat zur Folge, dass der tatsächliche Vorrat an Totholz unterschätzt wird. Würde man diesen Startwert nehmen, hätte man also auf jeden Fall eine Anreicherung des Pools zu erwarten und würde damit ein Senken-Artefakt erschaffen. Im Unterschied dazu kann ein künstliches Fließgleichgewicht modelliert werden, dies ist aber nur mit Annahmen zu erreichen. Hierzu wurden Abbauraten von Totholz aus der Anwendung des Totholzmodells (Gleichung 3.2) gewonnen, indem es auf die Klimawerte der Stichprobenpunkte der Bundeswaldinventur angewandt wurde. Daraus lässt sich das Fließgleichgewicht  $FGG_i$  berechnen. Hierzu wird die Nachlieferung der ersten Erntemaßnahme ins Verhältnis zu den Abbauraten gesetzt.

$$FGG_i = Nachlieferung_i / Abbaurate_i \quad (2.37)$$

Dieses enthält theoretisch den gesamten C-Vorrat des Totholzes, bis zum kleinstmöglichen Durchmesser. Also auch Holz, das üblicherweise der Auflagenstreu zuge-

rechnet wird. Dennoch ist dies der einzige Weg, diesen Vorrat mit in die Betrachtung einzuschließen, ohne einen Startwerteffekt durch die Modellierung zu bekommen. Die Betrachtung zielt also auf die **Nettoänderung** ausgehend von diesem Startwert.

Der erste Summand in Gleichung 2.38 liefert den C-Input von den Bäumen, die als ganzes abgestorben sind und im Wald verbleiben. Dabei handelt es sich im wesentlichen um Pflegeeingriffe, zu einem kleinen Anteil um Mortalität. Die Größe  $DFRest_{i,k}$  wurde zuvor aus den Bundeswaldinventurdaten abgeleitet und es wurde angenommen, dass diese konstant ist (wie in Abschnitt 2.3.3 beschrieben).

Der zweite Summand enthält die Nachlieferung durch Erntereste, indem von den Bäumen, die tatsächlich entnommen werden der Anteil des verbleibenden Materials ( $ErnteRest_{i,k}$ ) mit der Stammzahl multipliziert wird. Der dritte Summand stellt die Nachlieferung aus altersbedingter Mortalität in der höchsten Durchmesserklasse dar.

$$\begin{aligned}
CToholz_{i,j} &= \sum_k DFRest_{i,k} \cdot CSpeicher_{i,k} \cdot Aus_{i,j,k} \\
&+ \sum_k ErnteRest_{i,k} \cdot CSpeicher_{i,k} \cdot (1 - DFRest_{i,k}) \cdot Aus_{i,j,k} \\
&+ N_{i,j,15} \cdot r_{M,i} \cdot CSpeicher_{i,15} \\
&+ \begin{cases} FGG_i, & \text{falls } j = 1 \\ CToholz_{i,j-1} \cdot (1 - Abbaurate_i)^2, & \text{falls } j \neq 1 \end{cases} \quad (2.38)
\end{aligned}$$

### Jungbestandspflege

Eine weitere Nebenbedingung wurde für die Jungbestandspflege getroffen: die Anzahl der Bäume, die aus den ersten beiden Durchmesserklassen entnommen wird, bleibt über der Zeit konstant. Damit werden die Eingriffe bis zu einem Durchmesser von 18 cm als Investition betrachtet, die ein sinnvolles waldbauliches Handeln mit sich bringt. Diese Restriktion dient der Werterhaltung des Waldes.

$$Aus_{i,j,k} = Aus_{i,1,k} \quad \forall k \leq 2 \quad (2.39)$$

### Zeitliche Schwankung des Einschlags

Weiterhin wurde davon ausgegangen, dass der Markt eine bestimmte Anpassungsfähigkeit bezüglich einer Angebotsveränderung für Holz besitzt. Um diese Veränderung möglichst realitätsnah abbilden zu können, wurde als Grundlage der Gesamteinschlag der ehemaligen Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von 1985-2005 verwendet (ZMP, 2006).

Da die Prognoseschritte in dem Modell zwei Jahre sind, wurde aus dem Einschlag ein mittlerer, zweijährig-rollender Wert berechnet. Über diesen Zeitraum hinweg, beträgt dessen Änderung im Mittel 12,8% (siehe Abbildung 7.1 im Anhang). Daraus ergibt sich eine Schwankungsrestriktion, die für jede Durchmesserklasse angewandt

wurde:

$$\begin{aligned} Aus_{i,j,k} - 0,87 \cdot Aus_{i,j-1,k} &\geq 0 & \forall k \geq 3 \\ Aus_{i,j,k} - 1,13 \cdot Aus_{i,j-1,k} &\leq 0 & \forall k \geq 3 \end{aligned} \quad (2.40)$$

### Nachhaltigkeitsrestriktionen

Das Modell kennt in dieser Form noch keine Restriktionen, die eine minimale Vorratshaltung oder Mindestentnahme garantieren. Hohe Zinsforderungen werden aber zu einem maximal möglichen Ansteigen der Entnahme führen, da die angenommene Zeitpräferenz den heutigen Barwert sehr hoch einschätzt. Umgekehrt führt ein sehr niedriger Zins dazu, dass sich eine Holzentnahme überhaupt nicht mehr lohnt; innerhalb der 30 Jahre führt das dazu, dass der Liquidationswert erhöht wird, da die Bäume in höhere Durchmesserklassen einwachsen, eine Ernte aber möglichst vermieden wird.

Daher wurden als untere Grenze für die Holzernte 50% des ersten Einschlags angenommen und der minimale (stehende) Vorrat darf 80% des Anfangsvorrats nicht unterschreiten.

$$\begin{aligned} \sum_k EVoleff_{i,k} \cdot Aus_{i,j,k} &\geq 0,5 \cdot \sum_k EVoleff_{i,k} \cdot Aus_{i,1,k} & \forall j \neq 1 \\ \sum_k EVoleff_{i,k} \cdot N_{i,j,k} &\geq 0,8 \cdot \sum_k EVoleff_{i,k} \cdot N_{i,1,k} & \forall j \neq 1 \end{aligned} \quad (2.41)$$

### Plausibilitätsrestriktion

Schließlich wurde als letzte Restriktion noch eine Überprüfung eingeführt, die verhindert, dass die Stammzahlentnahme größer wird als der Vorrat an Stämmen. Diese musste jedoch erst in späteren Prognoseschritten angewandt werden:

$$N_{i,j,k} > Aus_{i,j,k} \quad \forall j \geq 7 \quad (2.42)$$

## 3 Ergebnisse

Zunächst werden die Ergebnisse der parametrischen Volumenexpansionsfunktionen in Kapitel 3.1 vorgestellt. Diese Funktionen können in der Form gut zur Extrapolation<sup>1</sup> eingesetzt werden und eignen sich daher auch für andere Fragestellungen. Im Unterschied zur direkten Volumenexpansion wurde noch eine Verhältnisschätzung mit der Zielgröße Derbholzvolumen/Baumholzvolumen durchgeführt. Die Ergebnisse dieses verallgemeinerten Modells (GLM) und des additiven Modells (GAM) werden am Beispiel der Fichte vorgestellt. Die additiven Modelle waren die Grundlage zur Herleitung der darauf folgenden Biomassefunktionen (Kapitel 3.2). Diese liefern die oberirdische Biomasse abhängig von leicht erhebbaren dendrometrischen Größen.

Danach werden in Kapitel 3.3 dann die Ergebnisse der Totholzabbaufunktionen vorgestellt. Die einfachen Abbaufunktionen werden um baumarten- und klimaspezifische Abhängigkeiten erweitert und am Ende wird das gemischte Modell, welches aus statistischer Sicht überlegen ist, beschrieben. Im vorletzten Teil der Ergebnisse (Kapitel 3.4) werden die Parameter des Stärkeklassenmodells vorgestellt. Im anschließenden Kapitel 3.5 werden die Prognosen der C-Speicherung und Holzernte präsentiert. Für die Baumartengruppen FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie) und Buche wird anhand von Beispielszenarien gezeigt, wie sich die Stammzahlverteilungen, die C-Speicherung der lebenden Biomasse und die Holzernte in dem Prognosemodell entwickeln. Schließlich werden die verschiedenen Szenarien in ihrem Nettospeicherpotenzial dem Wert der Holzernte gegenübergestellt.

### 3.1 Volumenexpansionsfunktionen

Die Grundlage der nachfolgenden Biomassefunktionen war die Entwicklung der Volumenexpansionsfunktionen. Hierbei wurden zwei Modelltypen untersucht. Beim ersten wird das Baumholzvolumen direkt geschätzt ( $B_V = D_V + D_V \cdot \exp(-\vec{x}^T \vec{\beta})$ ), beim zweiten wird eine Verhältnisschätzung vorgenommen ( $D_V/B_V = \text{logit}^{-1}(\vec{x}^T \vec{\beta})$ ). Im ersten Fall wurden die Schätzungen der Parameter mit nichtlinearer Regression durchgeführt. Dieser Zusammenhang ist in einer einzigen Gleichung darstellbar. Für die zweiten Modelle wurden neben dem parametrischen Ansatz (in dem Fall verallgemeinerte, lineare Modelle, GLM) auch additive Modelle mit teilweise nichtparametrischen Anteilen (GAM) angewandt. Der parametrische Ansatz

---

<sup>1</sup>Extrapolation bezeichnet hier den Einsatz der Funktion außerhalb des Datenbereichs, mit dem sie erstellt wurden.

bringt hier keine Verbesserung, die GAM-Modelle zeigen aber Vorteile bezüglich der Verteilung der Residuen über dem Vorhersagewert (siehe Abbildung 2.3).

### Zielgröße Baumholz

Am Beispiel der Fichte ergab das beste (direkte) Baumholzmodell folgende Gleichung:

$$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 I_1 + \hat{\beta}_4 d_{1,3} h + \hat{\beta}_5 h I_1 + \hat{\beta}_6 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_7 h^2 + \hat{\beta}_8 d_{1,3}^3)}$$

Für dieses Modell konnten die in Tabelle 3.1 dargestellten Parameter geschätzt werden.

**Tabelle 3.1:** Parameter der Volumenexpansionsfunktion der Fichte.  $B_V$  = Baumholzvolumen in  $m^3$ ,  $D_V$  = Derbholzvolumen in  $m^3$ ,  $d_{1,3}$  = Brusthöhendurchmesser in cm,  $h$  = Baumhöhe in m,  $I_1$  = Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, falls die Bäume zur ersten Altersklasse (< 60 Jahre) gehören. Der Standardfehler des Modells beträgt 0,01456 und das nichtlineare Bestimmtheitsmaß liegt über 99,9%.

Parameter	Schätzer	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
$\hat{\beta}_0$	-0,2384826	0,03818556	-6,25	<0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0206715	0,00191941	10,77	<0,0000
$\hat{\beta}_2$	0,1218519	0,00085067	143,24	<0,0000
$\hat{\beta}_3$	-0,6786391	0,02442042	-27,79	<0,0000
$\hat{\beta}_4$	-0,0005694	0,00000826	-68,96	<0,0000
$\hat{\beta}_5$	0,0113704	0,00115376	9,86	<0,0000
$\hat{\beta}_6$	-0,0005989	0,00003197	-18,73	<0,0000
$\hat{\beta}_7$	-0,0007733	0,00001265	-61,15	<0,0000
$\hat{\beta}_8$	0,0000044	0,00000017	25,70	<0,0000

Im Anhang 7.2 sind in einer Tabelle die direkten Volumenexpansionsfunktionen aller acht Baumarten dargestellt. Da die Modelle jeweils nahezu 100% der Varianz erklären, können sie als eine funktionale Erweiterung der Tabellenwerte von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) gesehen werden. Es bietet sich ebenfalls an, dass diese parametrische Form zur Extrapolation eingesetzt wird. Sie können daher für vielfältige andere Fragestellungen weiterverwendet werden.

### Zielgröße Verhältnis von Derbholzvolumen zu Baumholzvolumen

Wie in Kapitel 2.1.3 beschrieben, zeigen die Residuen der verallgemeinerten Modelle  $D_V/B_V = \text{logit}^{-1}(\vec{x}^T \vec{\beta})$  leichte Tendenzen an den Rändern, was Anlass war die Modell weiter zu verbessern. Hierzu wurden die GAM-Modelle verwendet, die neben dem parametrischen Anteil auch Glättungssplines beinhalten. Am Beispiel der Fichte wird ein solches Modell in Gleichung 2.6 vorgestellt. Die Schätzergebnisse

dieses Modells sind in Tabelle 3.2 dargestellt<sup>2</sup>.

**Tabelle 3.2:** Ergebnisse des additiven Modells (Zielgröße:  $D_V/B_V$ , Modellbeschreibung in Gleichung 2.6) für die Fichte. Der  $R_{adj}^2$  beträgt 0,975, die erklärte Devianz beträgt 97,8%. Die Residuen dieses Modells sind in Abbildung 2.3 dargestellt.  $\hat{df}$  = geschätzte Freiheitsgrade des Glättungssplines.

<i>Parametrische Koeffizienten</i>				
Variable	Schätzer	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
Interzept	11,60	0,87023	11,6	<0,0000
$I_1$	65,09	0,01776	65,1	<0,0000
$d_{1,3}^2$	-7,12	0,00056	-7,1	<0,0000
$d_{1,3}^3$	5,65	0,00000	5,7	<0,0000
$d_{1,3} \cdot h$	-7,59	0,00027	-7,6	<0,0000
$I_1 \cdot h$	-51,47	0,00149	-51,5	<0,0000
$I_1 \cdot d_{1,3} \cdot h$	33,20	0,00004	33,2	<0,0000
<i>Geschätztes Signifikanzniveau des Glättungssplines</i>				
		$\hat{df}$	F	p-Wert
$f(d_{1,3}, h)$		28,41	436,5	<0,0000

Formal lassen sich diese additiven Modelle mit den verallgemeinerten linearen Modellen (Gleichung 2.5) vergleichen, indem für die Abnahme der Devianz die benötigten Freiheitsgrade gegenübergestellt werden und mit einem  $\chi^2$ -Test eine Signifikanzprüfung durchgeführt wird. Wie in Tabelle 3.3 gezeigt, sind die GAM-Modelle den verallgemeinerten linearen Modellen überlegen.

**Tabelle 3.3:** Vergleich des verallgemeinerten linearen Modells (GLM) und des additiven Modells (GAM) für die Fichte.

Modell	df (Res.)	Devianz (Res.)	$\Delta$ df	$\Delta$ Devianz	P(> Chi )
GLM (Gleichung 2.5)	2107	2,88			
GAM (Gleichung 2.6)	2080	1,29	27	1,59	<0,0000

## 3.2 Biomassefunktionen

Grundsätzlich wurden die Parameterschätzungen der Biomassefunktionen mit einer nichtlinearen Regression auf der Originalskala vorgenommen. Eine Biaskorrektur

<sup>2</sup>Da es anhand dieser Modellbeschreibung, im Gegensatz zu den parametrischen Modellen, nicht möglich ist das Modell für andere Fragestellungen zu verwenden, können die entsprechenden R-Objekte vom Autor bezogen werden.

ist damit nicht nötig und man kann einen additiven Fehlerterm in den Modellgleichungen annehmen. Weiterhin wurde für alle Modelle eine steigende Varianz mit dem Vorhersagewert unterstellt. Diese Annahme ( $\text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2 \hat{y}_i^{2\hat{\delta}}$ ) führte bei allen Modellen zu einer Verbesserung der Schätzwerte im Vergleich zu einer konstanten Varianz (siehe Abschnitt 2.1.3), trotz der Verwendung eines weiteren Schätzparameters ( $\hat{\delta}$ ). Die Ergebnisse der Biomassefunktionen von Buche und Fichte werden in Kapitel 3.2.1 und 3.2.2 vorgestellt, im Anhang (Kapitel 7.3) sind die anderen sechs Baumarten in Tabelle 7.2 übersichtlich zusammengefasst.

### 3.2.1 Buche

#### Einfache nichtlineare Regression

Die Parameterschätzungen zwischen der Buche und der Fichte unterscheiden sich, so dass eine nach Baumarten getrennte Betrachtung sinnvoll erscheint. Der einfache allometrische Zusammenhang für die Buche  $B = \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1} + \epsilon$  und die Annahme zur Varianz ( $\text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2 \hat{y}_i^{2\hat{\delta}}$ ) führte zu der in Tabelle 3.4 dargestellten Koeffizientenschätzungen.

**Tabelle 3.4:** Parameter der einfachen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1}$ ). Es wurde eine mit dem Vorhersagewert steigende Varianz angenommen. Oberirdische Biomasse in kg,  $d_{1,3}$  in cm. Der Standardfehler der Regression (*see*) beträgt 0,14 und das nichtlineare Bestimmtheitsmaß ( $\hat{B}_{nl}$ ) 95,1%.

	Schätzwert	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
$\hat{\beta}_0$	0,1076	0,006307	17,06	<0,000000
$\hat{\beta}_1$	2,5104	0,016949	148,11	<0,000000
$\hat{\delta}$	1,0239	0,035379	28,27	<0,000000

Der geschätzte Exponent des Brusthöhendurchmessers liegt damit gut im Wertebereich einer Metaanalyse von ZIANIS & MENCUCINI (2004), die verschiedene Exponenten dieser Gleichung aus der Literatur zusammengetragen haben. Sie geben als Mittelwert (über alle Baumarten) aus den 279 Studien 2,37 mit einer Standardabweichung von 0,27 an. Der Exponent liegt aber auch unterhalb des theoretisch herleitbaren Exponenten von 8/3 (siehe Abschnitt 2.1.1).

Die Erweiterung dieses Modells auf  $B = \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} + \epsilon$  (Tabelle 3.5) verändert die Parameterschätzung. Zur Umsetzung der Formabhängigkeit wurden im Folgenden die Datenbereiche in drei Quantile ( $x_{\alpha=1/3, 2/3}^{qr}$ ) des unechten Formquotienten getrennt, sodass für jeden Quantilsbereich unterschiedliche Exponenten geschätzt werden.



**Tabelle 3.5:** Parameter der formabhängigen, einfachen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche ( $B = \hat{\beta}_0 d_{1,3}^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3}$ ). Es wurde eine steigende Varianz mit dem Vorhersagewert angenommen. Die oberirdische Biomasse ( $B$ ) in kg,  $d_{1,3}$  in cm,  $I$  = Indikatorvariable, die die Zugehörigkeit zum Quantilsbereich des unechten Formquotienten angibt. Der Standardfehler der Regression (*see*) beträgt 0,08 und das nichtlineare Bestimmtheitsmaß ( $\hat{B}_{nl}$ ) 98,0%. Die Exponentenschätzungen unterscheiden sich signifikant (t-Statistik, 95%-Niveau). Die Quantile des unechten Formquotienten betragen  $x_{\alpha=1/3; 2/3}^{qr} = (0, 786; 0, 833)$ .

	Schätzwert	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
$\hat{\beta}_0$	0,1830	0,008077	22,66	<0,000000
$\hat{\beta}_1$	2,3014	0,013820	166,54	<0,000000
$\hat{\beta}_2$	2,3675	0,012327	192,07	<0,000000
$\hat{\beta}_3$	2,3943	0,011916	200,93	<0,000000
$\hat{\delta}$	0,9356	0,029525	31,70	<0,000000

Dieses Modell ist dem einfachen allometrischen Ansatz überlegen, da die Likelihood im Vergleich zum Modell in Tabelle 3.4 signifikant zunimmt (L-Ratio = 306,5;  $k_2 - k_1 = 2$ ; p-Wert < 0,0001). Es zeigt sich weiterhin, dass die Unterschiede zwischen den Exponenten der Schaftformen in einem 95%-Vertrauensbereich signifikant sind.

### Multiple nichtlineare Regression

Neben dem Brusthöhendurchmesser wird als weitere Variable in manchen Biomassefunktionen (siehe Übersicht in: ZIANIS ET AL., 2005) die Baumhöhe aufgeführt. Nicht immer führt eine Erweiterung der Modelle mit der zweiten Variablen zu einer Verbesserung des Modells, was auf eine enge Korrelation zwischen der Höhe und dem Brusthöhendurchmesser zurückzuführen ist.

Die Erweiterung der ersten beiden Modelle um die Baumhöhe bringt eine signifikante Verbesserung (*LRT*-Test). Diese Funktionen sollten daher für Vorhersagen verwendet werden, wenn Beobachtungen zum Brusthöhendurchmesser und zu der Baumhöhe vorliegen. Typischerweise wird dabei für die Höhe ein Exponent in der Größenordnung um 2/3 geschätzt, gleichzeitig geht (im Vergleich zu den vorherigen Modellen) der Exponent für den Durchmesser auf ca. 2 zurück. Um die Summe der beiden Exponenten auszugleichen (von vorher ca. 2,4) müssen für den Faktor  $\beta_0$  entsprechend kleinere Werte geschätzt werden. Die Summe der beiden Exponenten sollte sich innerhalb eines theoretischen Rahmens von 2-3 bewegen (ZIANIS & MENCUCINI, 2004)<sup>3</sup>.

<sup>3</sup>Dies lässt sich theoretisch zeigen, da Baumformen, speziell Baumkronen, als gemischte Objekte

Die Parameterschätzung für die multiple Biomassefunktion der Buche liefert die nachfolgend dargestellten Werte in Tabelle 3.6. Das Modell ist dem einfachen Modellansatz mit und ohne Schaftformabhängigkeit signifikant überlegen (*LRT*-Test).

**Tabelle 3.6:** Parameter der multiplen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2}$ ). Es wurde eine mit dem Schätzwert steigende Varianz angenommen. Die oberirdische Biomasse ( $B$ ) in kg,  $d_{1,3}$  in cm und  $h$  in m.

	Schätzwert	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
$\hat{\beta}_0$	0,0365	0,000002	16,49	<0,000000
$\hat{\beta}_1$	2,1082	0,019002	110,94	<0,000000
$\hat{\beta}_2$	0,7696	0,031405	24,50	<0,000000
$\hat{\delta}$	0,9149	0,032959	27,76	<0,000000

Für das mit der Höhe erweiterte Modell kann die gleiche Schaftformabhängigkeit, wie zuvor im einfachen Modell, hergestellt werden. Das Modell ist dem multiplen und dem einfachen mit und ohne Formabhängigkeit signifikant überlegen (*LRT*-Test, zum Test siehe 2.1.4). Die Ergebnisse des Modells sind in Tabelle 3.7 dargestellt. Auch in diesem Modell unterscheiden sich die Parameter ( $\beta_2$  bis  $\beta_4$ ) der Quantilsbereiche signifikant voneinander.

**Tabelle 3.7:** Parameter der formabhängigen und multiplen allometrischen Biomassefunktion bei der Buche ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} h^{\hat{\beta}_4}$ ). Es wurde eine steigende Varianz mit dem Vorhersagewert angenommen. Die oberirdische Biomasse ( $B$ ) in kg,  $d_{1,3}$  in cm,  $h$  in m,  $I =$  Indikatorvariable, die die Zugehörigkeit zum Quantilsbereich des unechten Formquotienten angibt. Der Standardfehler der Regression (*see*) beträgt 0,03 und das nichtlineare Bestimmtheitsmaß ( $\hat{B}_{nl}$ ) 99,8%. Die Quantile des unechten Formquotienten betragen:  $x_{\alpha=1/3}^{q7}; 2/3 = (0,786; 0,833)$

	Schätzwert	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
$\hat{\beta}_0$	0,0536	0,000002	22,34	<0,000000
$\hat{\beta}_1$	2,0453	0,009630	212,41	<0,000000
$\hat{\beta}_2$	2,0670	0,010136	203,93	<0,000000
$\hat{\beta}_3$	2,0971	0,009924	211,31	<0,000000
$\hat{\beta}_4$	0,6900	0,017902	38,54	<0,000000
$\hat{\delta}$	0,5225	0,039503	13,23	<0,000000

mit Oberflächen und Volumen verstanden werden können. Sie können daher weder als rein zweidimensionale photosynthetische Oberflächen, noch als dreidimensionale Volumenmodelle aufgefasst werden.

### 3.2.2 Fichte

Da für die Fichte die gleichen Modelle wie für die Buche erstellt wurden, sind die Ergebnisse der Parameterschätzungen in einer Tabelle komprimiert dargestellt. Sie wurden ebenfalls mit gewichteter nichtlinearer Regressionen berechnet und es wurde eine mit dem Schätzwert steigende Varianz angenommen.

Wie aus Tabelle 3.8 ersichtlich ist, sind die Parameter für alle Modelle in den Exponenten geringer als die der Buche. Zwar findet auch FEHRMANN (2006) einen leicht geringeren Exponenten für Nadelbäume, im Unterschied zu Laubbäumen. Dennoch sind die Parameter verschiedener Autoren stark unterschiedlich. Für den gleichen Funktionstyp berichtet PRETZSCH (2000) von einem Exponenten von 2,66 (mit entsprechend niedrigem  $\beta_0 = 0,04$ ), welcher deutlich größer ist als der in CERNY (1990) mit 1,96 (und großem  $\beta_0 = 0,55$ ). Die Parameter  $\beta_0$  und  $\beta_1$  zeigen hier, wie bei der Buche, eine enge Korrelation, was zu entsprechend gegenläufigen Ausschlägen beim Schätzen dieser beiden Werte führt. In manchen Publikationen wird der Exponent auch a priori auf 2 festgesetzt und dafür werden andere freie Parameter geschätzt (BRIGGS & CUNIA, 1982; BRAEKKE, 1986; FIEDLER, 1986; PÖPPEL, 1989).

Weiterhin erkennt man in Tabelle 3.8, dass die Erweiterung des einfachen allometrischen Ansatzes mit der Baumhöhe eine Verringerung des linearen Anteils der Gleichung erbringt ( $\hat{\beta}_0$  ist im dritten und vierten Modell deutlich kleiner als im ersten und zweiten). Weiterhin sinken die Exponentenschätzungen der Durchmesser, sobald die Baumhöhe als Variable in die Modelle einbezogen wird.

Die Parameter für die verschiedenen Formigkeiten des zweiten Modells unterscheiden sich alle signifikant voneinander (zum Test siehe Tabelle 2.1.4), während beim vierten Modell die Parameter  $\hat{\beta}_1$  und  $\hat{\beta}_2$  keinen signifikanten Unterschied mehr zeigen (aber dennoch beide einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Varianz im Modell beitragen und deswegen nicht aus dem Modell entfernt wurden).

Bei der Fichte bringt das dritte Modell im Vergleich zum zweiten keine Verbesserung (in der Tabelle als n.s. bezeichnet). Die Klassifizierung in die drei Quantile der unechten Formigkeit erklärt die Varianz in der oberirdische Biomasse besser als die zusätzliche Variable Baumhöhe. Dies ist auch bei der Birke, Lärche, Kiefer und Tanne der Fall (siehe Biomassefunktionen im Anhang, Tabelle 7.2). In der Tabelle sind die Ergebnisse der restlichen sechs Baumarten (Birke, Eiche, Erle, Lärche, Kiefer und Tanne), für die eine Volumenexpansion berechnet werden konnte, zusammengefasst dargestellt. Die benötigten Quantile des unechten Formquotienten sind in Tabelle 7.3 enthalten.

**Tabelle 3.8:** Parameter der allometrischen Biomassefunktion bei der Fichte. Es wurde eine mit dem Vorhersagewert steigende Varianz angenommen. Die oberirdische Biomasse ( $B$ ) in kg,  $d$  in cm,  $h$  in m.  $I$  = Indikatorvariable, die die Zugehörigkeit zum Quantilsbereich des unechten Formquotienten angibt. Im rechten Teil wurde das Ergebnis des *LRT*-Tests zum Vergleich der vorherigen Modelle angegeben. s. = das Modell ist dem vorherigen signifikant (95%-Niveau) überlegen, n.s. = keine Verbesserung. P. = Parameter, Schw. = Schätzwert,  $se$  = Standardfehler der Parameter, p-W. = p-Wert,  $see$  = Standardfehler des Modells,  $\hat{B}_{nl}$  = nichtlineares Bestimmtheitsmaß). Die Quantile des unechten Formquotienten betragen  $x_{\alpha=1/3; 2/3}^{q7} = (0,777; 0,810)$ .

Modelltyp	Gleichung										
1	$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} + \epsilon$										
2	$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} + \epsilon$										
3	$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2} + \epsilon$										
4	$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} h^{\hat{\beta}_4} + \epsilon$										
	P.	Schw.	$se$	t-Wert	p-W.	$see$	$\hat{B}_{nl}$	1.	2.	3.	
1	$\hat{\beta}_0$	0,1205	0,00001	20,85	0,000	0,11	96,8				
	$\hat{\beta}_1$	2,3603	0,01370	172,24	0,000						
	$\hat{\delta}$	0,9836	0,03553	27,68	0,000						
2	$\hat{\beta}_0$	0,1536	0,00001	29,97	0,000	0,07	98,7	s.			
	$\hat{\beta}_1$	2,2506	0,01016	221,60	0,000						
	$\hat{\beta}_2$	2,2933	0,00956	239,96	0,000						
	$\hat{\beta}_3$	2,3158	0,00914	253,29	0,000						
	$\hat{\delta}$	0,9366	0,03154	29,69	0,000						
3	$\hat{\beta}_0$	0,0673	0,00000	23,19	0,000	0,07	98,5	s.	n.s.		
	$\hat{\beta}_1$	1,9378	0,02347	82,55	0,000						
	$\hat{\beta}_2$	0,6382	0,03257	19,60	0,000						
	$\hat{\delta}$	0,9949	0,03346	29,74	0,000						
4	$\hat{\beta}_0$	0,0753	0,00000	26,95	0,000	0,03	99,8	s.	s.	s.	
	$\hat{\beta}_1$	1,9188	0,01427	134,48	0,000						
	$\hat{\beta}_2$	1,9297	0,01516	127,31	0,000						
	$\hat{\beta}_3$	1,9601	0,01480	132,48	0,000						
	$\hat{\beta}_4$	0,6011	0,02241	26,82	0,000						
	$\hat{\delta}$	0,6082	0,03720	16,35	0,000						

## 3.3 Totholzabbau

### 3.3.1 Einfache Abbaumodelle

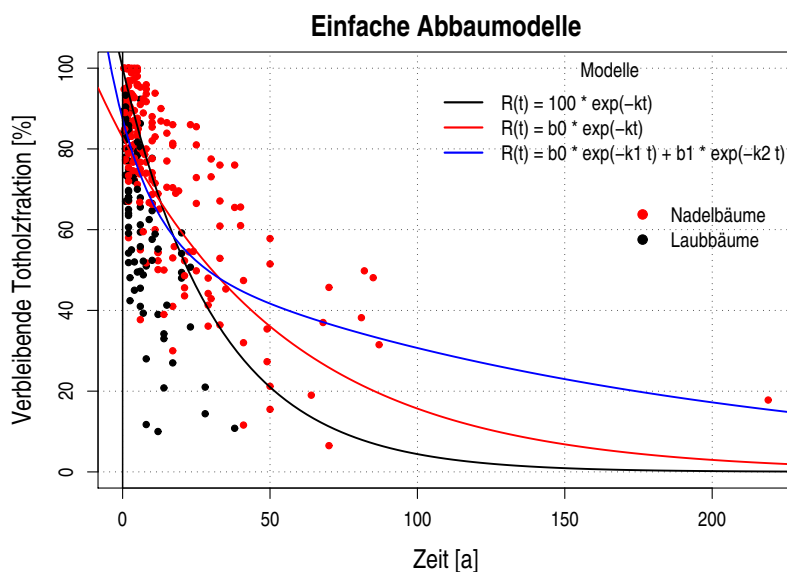
Zunächst wurde ein exponentielles Modell mit einem Anfangswert von 100% restliche Totholzfraktion ( $R_t$ ) und einem festen Parameter  $k$ , der die Abbaurrate darstellt, mit nichtlinearer Regression gerechnet. Dadurch, dass bei diesem Modell der Anfangswert durch 100% verbleibende Totholzfraktion erzwungen wird, bekommt das Modell eine Tendenz, die in den Residuen erkannt werden kann und sich über den gesamten Abbauverlauf fortsetzt. Deutlich flexibler ist es daher, bereits den Anfangswert als Parameter zu schätzen, auch wenn dieser Wert zum Zeitpunkt Null zunächst unplausibel erscheint, da der Abbau dort erst starten sollte.

Aus Gründen der Vergleichbarkeit ist das Ergebnis des doppel-exponentiellen Modells in der letzten Zeile der Tabelle 3.9 dargestellt. Die geschätzten Konstanten  $\hat{k}_1$  und  $\hat{k}_2$  sind nicht signifikant. Eine solche Modellkonstruktion wurde daher nicht mehr weiter verwendet. Besonders deutlich zu sehen ist, wie stark die flexible Anfangswertschätzung ( $\beta_0$ ) das erste Modell verbessert. Das Bestimmtheitsmaß  $B_{nl}$  wird dadurch mehr als verdoppelt und der Standardfehler des Modells ( $see$ ) sinkt um 15%.

**Tabelle 3.9:** Ergebnisse der einfachen Abbaumodelle für das Totholz.  $R_t$  bezeichnet die restliche Totholzfraktion in %. P. = Parameter, Schw. = Schätzwert,  $se$  = Standardfehler Parameter,  $see$  = Standardfehler Modell,  $B_{nl}$  = nichtlineares Bestimmtheitsmaß.

Modell	P.	Schw.	$se$	t-Wert	P-Wert	$see$	$B_{nl}$
$R(t) = 100\% \cdot e^{-\hat{k}t_i} + \epsilon_i$	$\hat{k}$	0,0312	0,002	-17,42	0,0000	19,92	15,0
$R(t) = \hat{\beta}_0 \cdot e^{-\hat{k}t_i} + \epsilon_i$	$\hat{\beta}_0$	82,822	1,500	55,21	0,0000	16,95	38,7
	$\hat{k}$	0,0166	0,002	-10,48	0,0000		
$R(t) = \hat{\beta}_0 \cdot e^{-\hat{k}_1 t_i} + \hat{\beta}_1 \cdot e^{-\hat{k}_2 t_i} + \epsilon_i$	$\hat{\beta}_0$	54,642	16,036	3,41	0,0008	16,69	40,9
	$\hat{k}_1$	0,0058	0,005	1,24	0,2173		
	$\hat{\beta}_1$	32,686	15,140	2,16	0,0317		
	$\hat{k}_2$	0,0756	0,045	1,69	0,0922		

In der Abbildung 3.1 sind diese drei Modelle mit den zugrunde liegenden Daten dargestellt. Man erkennt, dass die Krümmung der Kurve mit festem Anfangswert (100%) deutlich stärker als bei dem flexiblen Modell ist, was eine Überschätzung des Abbaus nach ca. 30-40 Jahren deutlich erkennen lässt. Die mittlere, aus diesen Daten abgeleitete Abbaurrate, beträgt demnach 0,0312 [ $\text{a}^{-1}$ ], wenn man davon ausgeht, dass kein Abbau zum Anfangszeitpunkt stattgefunden haben kann und 0,0166 [ $\text{a}^{-1}$ ], wenn man davon ausgeht, dass zum Anfangszeitpunkt bereits 17,2% abgebaut worden sind.



**Abbildung 3.1:** Beobachtungen zur verbleibenden Totholzfraktion (%) und einfache Abbaufunktionen für Totholz, die Ergebnisse der Modelle sind in Tabelle 3.9 beschrieben.

Bei einigen Beobachtungen sieht man, dass in der Anfangsphase fast gar kein Abbau stattfindet („lag-Phase“, siehe Abschnitt 2.2.3). Das wiederum legt die Verwendung eines sigmoidalen Verlaufes nahe. Ein solches Modell führt aber zwangsläufig zu einer (zeitlich) nicht konstanten Abbaurrate. Eine solcher Abbauverlauf wurde aber aus grundsätzlichen Überlegungen nicht betrachtet (siehe Abschnitt 2.2.3).

Der exponentielle Abbau nach der zweiten Gleichung in Tabelle 3.9 wurde - aufgrund seiner statistischen Überlegenheit - weiter verwendet, um baumartenspezifische und klimatische Variablen zu finden, die das Modell verbessern. Denn schon in Abbildung 3.1 erkennt man, dass es offensichtlich große Unterschiede im Abbau zwischen Nadel- und Laubbäumen gibt.

### 3.3.2 Erweiterte Abbaumodelle

Mithilfe einer Residualanalyse (Darstellung der Residuen über den baumartenspezifischen und klimatischen Variablen) lassen sich dann die Variablen finden, die eine Verbesserung des Modells versprechen. Nach dem Hinzufügen der jeweils neuen Variable wurde mit einem F-Test überprüft, ob das neue Modell auch eine signifikante Verbesserung bringt. Das beste Modell, welches auf diese Weise gefunden wurde, hat folgende Gleichung ( $R(t)$  steht für die restliche Totholzfraktion (in %)):

$$R(t) = \hat{\beta}_0 \cdot e^{(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 I^{NL} + \hat{\beta}_3 T^{Jul} + \hat{\beta}_4 N^{Jul} + \hat{\beta}_5 I^{MD} + \hat{\beta}_6 d)t} + \hat{\epsilon}_i \quad (3.1)$$

$$\hat{\epsilon}_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Die Variablen bedeuten im einzelnen:

- $I^{NL}$ : Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, falls es sich um Nadelbäume handelt, andernfalls den Wert 0 hat
- $T^{Jul}$ : mittlere Julitemperatur, in °C
- $N^{Jul}$ : Niederschlagssumme im Juli, in mm
- $I^{MD}$ : Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, falls in der Studie Massenverlust beobachtet wurde, ansonsten 0 (Dichteverlust)
- $d$ : mittlerer Durchmesser der abgebauten Totholzstücke in cm
- $t$ : Zeit in Jahren.

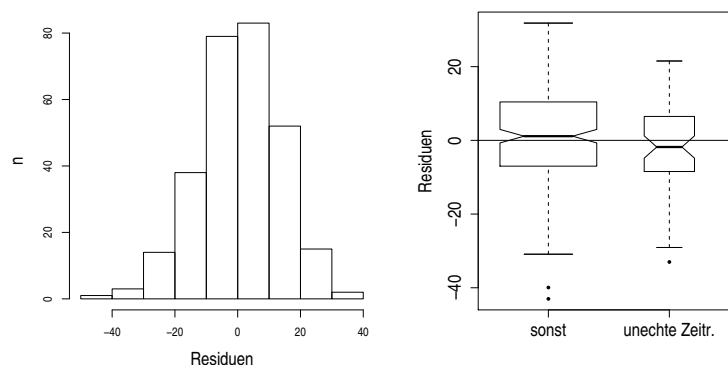
In der Tabelle 3.10 sind die Parameterschätzungen dieses erweiterten Modells enthalten. Die Erweiterung auf baumarten- und klimaspezifische Variablen bringt eine Verbesserung der erklärten Varianz von 40,9 auf 62,2%. Die Einbindung der Darrdichte als Variable in das Modell bringt keine weitere Verbesserung.

**Tabelle 3.10:** Ergebnisse der Parameterschätzung für das erweiterte Abbaumodell. Abhängige Variable ist die restliche Totholzfraktion (%). Der Standardfehler des Modells beträgt 13,4%.  $se$  = Standardfehler Parameter.

Parameter	Schätzwert	$se$	t-Wert	P-Wert
$\hat{\beta}_0$	89,351	1,3746915	65,00	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0283	0,0096940	2,92	0,0038
$\hat{\beta}_2$	-0,0336	0,0046245	-7,28	0,0000
$\hat{\beta}_3$	0,001187	0,0004267	2,78	0,0058
$\hat{\beta}_4$	0,000076	0,0000233	3,25	0,0013
$\hat{\beta}_5$	0,008291	0,0033190	2,50	0,0131
$\hat{\beta}_6$	-0,000117	0,0000485	-2,42	0,0162

Die **Temperaturabhängigkeit** wird häufig auch mit einem Wert ( $Q_{10}$ ) ausgedrückt. Dieser gibt an, um welchen Faktor der (zeitlich konstante) Abbau bei einer Temperaturzunahme um 10 °C ansteigt. Die Abbaurate kann durch logarithmieren ( $k = (\ln(R_0) - \ln(R_{\Delta t})) / \Delta t$ ) abgeleitet werden. Der auf diese Weise berechnete  $Q_{10}$ -Faktor beträgt für das obige Modell 1,27. Dies ist deutlich weniger als in MACKENSEN ET AL. (2003), dort findet sich ein Faktor von 2,53.

Um diesen deutlichen Unterschied näher zu untersuchen, wurde aus dem vorliegenden Datensatz ein Modell, welches dem von MACKENSEN ET AL. (2003) entspricht, berechnet. Dieses hat einen  $Q_{10}$ -Faktor von 1,35. Daran ist zu erkennen,



**Abbildung 3.2:** Verteilung der Residuen des erweiterten Abbaumodells nach Gleichung 3.1. Links Histogramm der Verteilung, rechts Boxplots getrennt nach der Kategorie **ZS** (unechte **Z**eitreihe oder **S**onst). Die Einkerbungen stellen den Vertrauensbereich des Medians dar. Breite der Boxen  $\propto \sqrt{n}$ .

dass das „Temperatursignal“ in der Wirkung auf den Abbau in diesen Daten nicht so stark ausgeprägt ist.

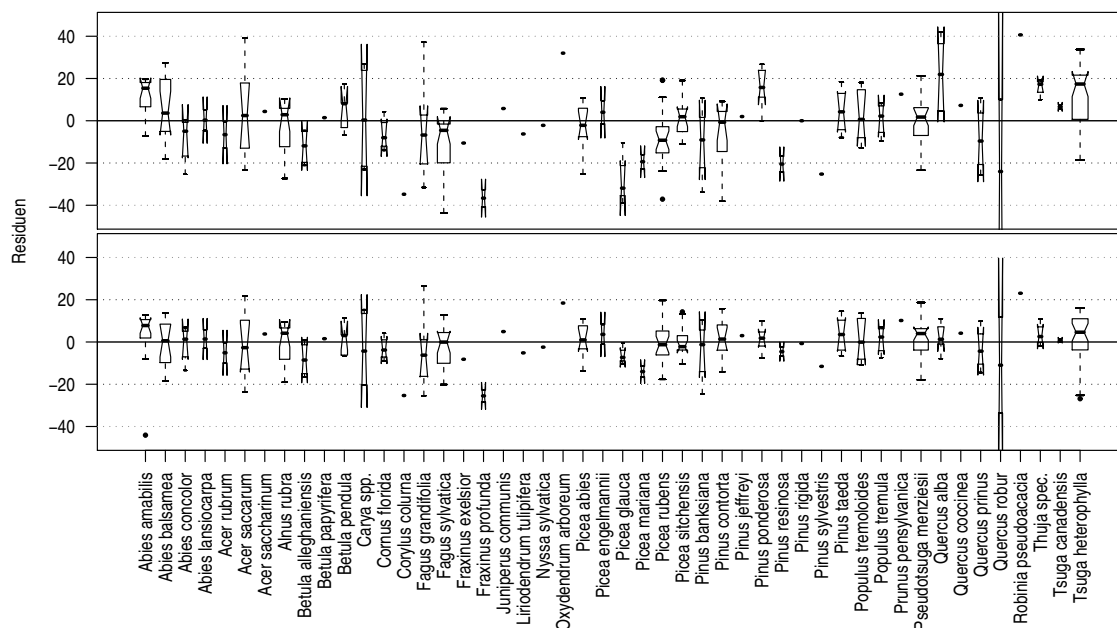
Ein erhöhter **Niederschlag** führt zu einem verstärkten Abbau. Dieser Zusammenhang ist in diesem Modell linear mit der Abbaurrate verbunden, während in MACKENSEN ET AL. (2003) die jährliche Niederschlagssumme mit einer Parabel beschrieben wird. Eine Erweiterung mit einem quadratischen Term brachte in diesem Modell jedoch keine Verbesserung. Auch die Residuen des entsprechenden Modells ohne den Niederschlag zeigen keinen parabelförmigen, sondern einen linearen Verlauf. Der Faktor, um den der Abbau für 100 Millimeter Niederschlag im Juli erhöht wird, ist  $\exp(\hat{\beta}_4 \cdot 100) = 1,007$ .

Den stärksten Einfluss auf die verbleibende Totholzfraktion hat die Einteilung in die Kategorie **Nadel- bzw. Laubbaum**. Laubbäume werden nach diesem Modell pro Jahr um 3,4% (10 Jahre 40%) schneller abgebaut als Nadelbäume. Etwas langsamer verläuft der Abbau bei dickerem Totholz. Ein Unterschied von 40 cm verlangsamt den Abbau um 0,5% pro Jahr (10 Jahre 5,6%).

Da in diesem Datensatz Beobachtungen zum **Dichte- und Massenverlust** (zum Unterschied siehe Abschnitt 2.2.2) gemeinsam genutzt wurden, konnte dieser Effekt quantifiziert werden. Aus dem Modell ergibt sich, dass Studien, die den Abbau mithilfe des Dichteverlustes angeben, den Massenverlust um das 0,992-fache pro Jahr bzw. um 0,8% unterschätzen.

Eine andere Unterscheidung in den Studien betrifft die Aufnahme des Totholzes in **echten und unechten Zeitreihen**. Die Vermutung, dass unechte Zeitreihen den Abbau als zu langsam wahrnehmen (da die komplett abgebauten Totholzstücke bei der Aufnahme zu einem Zeitpunkt nicht mehr vorgefunden werden können), lässt sich durch die Darstellung der Residuen, getrennt für diese beiden Kategorien als schwacher Effekt bestätigen (siehe rechte Abbildung 3.2). Die Einbringung dieser Kategorie in das Modell führt aber nicht zu einer Verbesserung, der Effekt ist also nicht signifikant.





**Abbildung 3.3:** Oben: Residuen des erweiterten Abbaumodells nach Gleichung 3.1. Unten: Residuen des gemischten Modells nach Gleichung 3.2, jeweils über den Baumarten. Die Einkerbungen geben den Vertrauensbereiche der Mediane an (Breite der Boxen  $\propto \sqrt{n}$ ).

### Erweitertes, gemischtes Abbaumodell

Wie aber in der oberen Abbildung 3.3 erkannt werden kann, zeigen sich sehr deutliche Unterschiede in den Verteilungen der Residuen zwischen den Baumarten, obwohl bereits baumartenabhängige Variablen in dem Modell verwendet wurden. Deswegen wurde ein gemischtes Modell angewendet, mit der Annahme, dass es im Verlauf des Abbaus systematische Unterschiede zwischen den Baumarten gibt, die aber aufgrund der Daten nicht näher quantifiziert werden können.

Das **erweiterte gemischte und nichtlineare Modell** enthält zusätzlich den Zufallsparameter  $\hat{b}_i$  für den Unterschied zwischen den Baumarten. Die Niederschlagssumme im Juli musste dann aber aus dem Modell entfernt werden, die Variable erklärte nicht mehr genügend Varianz. Das Modell ergibt sich daher zu (zur Bezeichnung der Variablen siehe Gleichung 3.1, Parameter in den Tabellen 3.11 und 7.4):

$$R(t)_{ij} = \hat{\beta}_0 \cdot e^{-[(\beta_1 + \hat{b}_i) + \hat{\beta}_2 I_{ij}^{NL} + \hat{\beta}_3 T_{ij}^{Jul} + \hat{\beta}_4 I_{ij}^{MD} + \hat{\beta}_5 d_{ij}] \cdot t_{ij}} + \hat{\epsilon}_{ij} \quad (3.2)$$

Der Index  $i$  steht für die  $i$ -te Baumart und  $j$  für die  $j$ -te Beobachtung innerhalb einer Baumart. Im Datensatz gibt es 48 Baumarten, mit jeweils 1-31 Beobachtungen. Dieses Modell enthält zwei Zufallsvariablen, von denen angenommen wird, dass sie unabhängig und normalverteilt mit dem Mittelwert 0 sind:

$$\hat{b}_i \sim N(0, \sigma_{BA}^2) \quad \hat{\epsilon}_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

**Tabelle 3.11:** Die fixen Effekte des gemischten Modells für den Totholzabbau. Das nichtlineare Bestimmtheitsmaß beträgt 76%. Die zufälligen Effekte der Baumarten sind im Anhang in Tabelle 7.4 enthalten. Das gemischte Modell ist dem erweiterten Modell signifikant überlegen, der zufällige Effekt ist ebenfalls signifikant.

Parameter	Schätzwert	se	t-Wert	P-Wert
$\hat{\beta}_0$	89,885	1,232755	72,91	0,0000
$\hat{\beta}_1$	0,0374	0,012244	3,06	0,0025
$\hat{\beta}_2$	-0,0332	0,006701	-4,96	0,0000
$\hat{\beta}_3$	0,001151	0,000563	2,04	0,0421
$\hat{\beta}_4$	0,010451	0,002684	3,89	0,0001
$\hat{\beta}_5$	-0,000136	0,000062	-2,17	0,0307
$\hat{\sigma}_{BA}^2$	0,014909	0,002811	5,30	0,0000
$\hat{\sigma}^2$	11,074	0,559449	19,79	0,0000

Das gemischte Modell ist dem erweiterten signifikant überlegen (*LRT*-Test und AIC, siehe Abschnitt 2.1.4) und erklärt 76,0% der Varianz. Dieses Modell wurde aufgrund seiner statistischen Überlegenheit verwendet, um die baumarten- und klimaspezifischen **Abbauraten** in Deutschland abzuleiten.

Da hier zwei Fehlerterme gleichzeitig geschätzt werden, kann man ihre Standardabweichungen auch als Parameter verstehen. Diese sind in Tabelle 3.11 enthalten. Die Varianz zwischen den Baumarten ( $\sigma_{BA}^2$ ) unterscheidet sich signifikant von Null. Die Baumarten müssen daher bei der Anwendung des Modells berücksichtigt werden.

Man erkennt in Abbildung 3.3, dass die Einbringung des Zufallseffektes die Residuen über den Baumarten verbessert, aber nicht alle Mediane auf die Nulllinie zentriert. Die Zufallseffekte der Baumarten ( $\hat{b}_i$ ) sind in Tabelle 7.4 im Anhang aufgelistet.

## 3.4 Stärkeklassenmodell

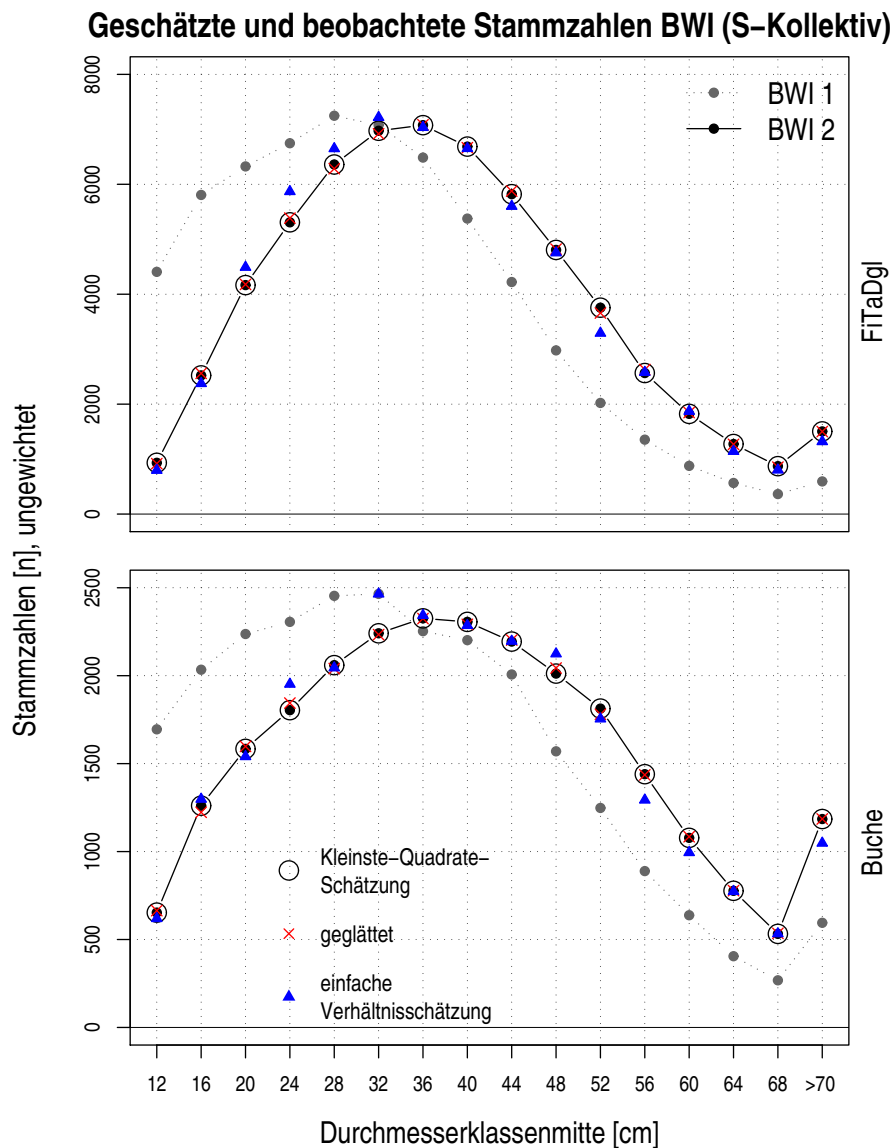
Im folgenden werden die Ergebnisse der Parameterschätzung für das Stärkeklassenmodell vorgestellt. Für die Prognose wurden die geglätteten Wahrscheinlichkeiten verwendet.

### 3.4.1 Parameter der Wachstumsmatrix

Die Schätzung dieser Parameter erfolgte - im Unterschied zur Schätzung der Entnahmewahrscheinlichkeit - ungewichtet anhand der wiederholt aufgenommenen Bäume (S-Kollektiv) der Bundeswaldinventur. Das nach MICHIE & BUONGIORNO (1984) unverzerrte und zunächst plausible Verfahren der einfachen Verhältnisschätzung führt aufgrund der *linearen* Interpolation des Zuwachses zu Verzerrungen. Die Interpolation war aber nötig, da die Prognoseschritte in deutlich kleineren Zeitschritten als die Wiederaufnahme der Bundeswaldinventur erfolgen sollten. Diese Verzerrungen sind an den blauen Dreiecken in Abbildung 3.4 zu erkennen. Hierzu wurde die ungewichtete Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 1 mit der einfachen Verhältnisschätzung fortgeschrieben und mit der Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 2 verglichen (grau hinterlegte Punkte).

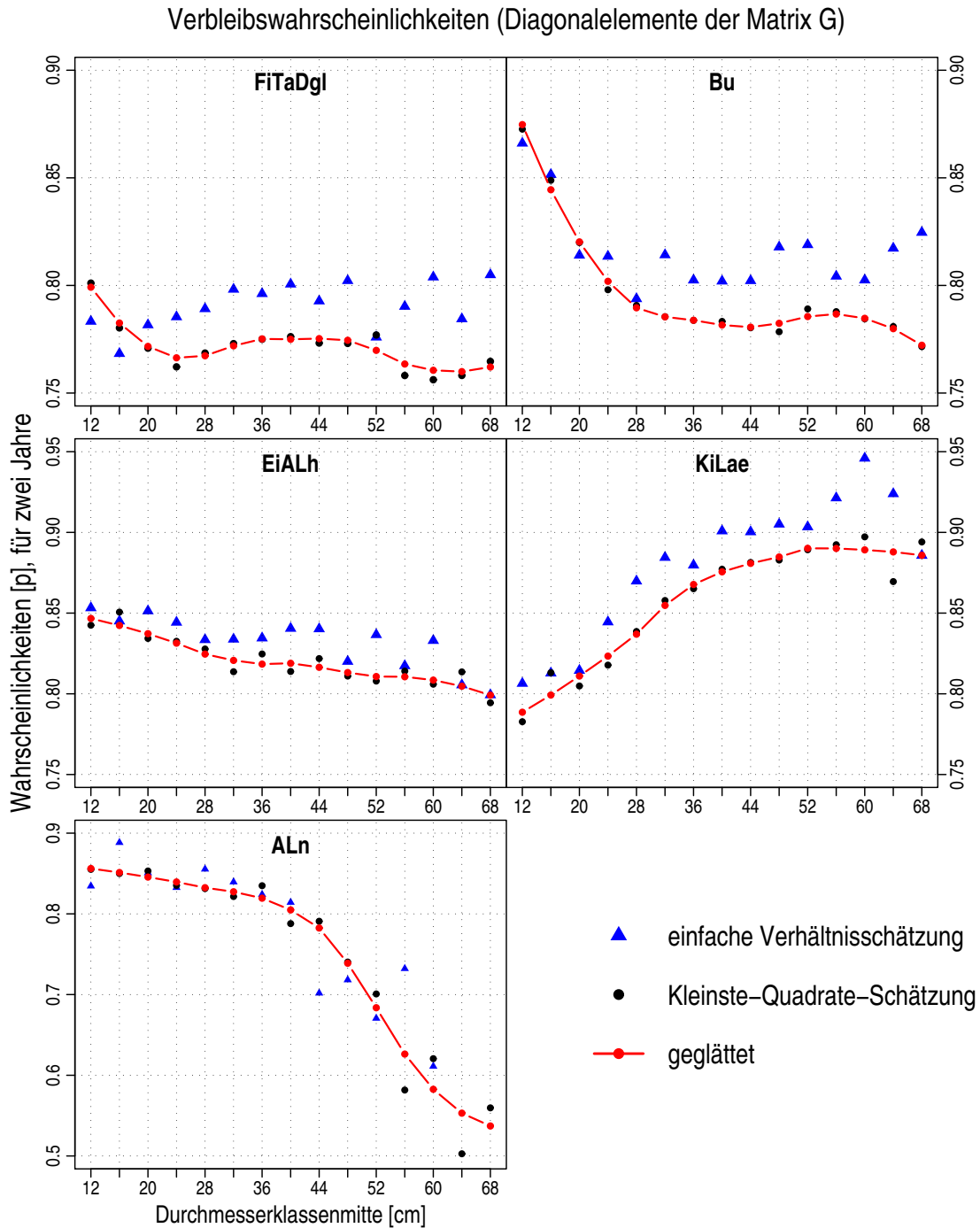
Im Unterschied dazu zeigt die Fortschreibung mithilfe der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten keine Abweichung mehr von der Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 2. Die gleichzeitige Minimierung der Abstandsquadrate über den Durchmesserklassen und den sieben Prognoseschritten verringerte die Abweichung in der Prognose auf ein nicht mehr erkennbares Maß. Dennoch zeigen die dazugehörigen Wahrscheinlichkeiten in Abbildung 3.5 teilweise unplausible Verläufe, was dazu geführt hat, dass diese mit einem lokal gewichteten Regressionsspline ausgeglichen wurden. Die Vorhersage mit den geglätteten Übergangswahrscheinlichkeiten ist mit den roten Kreuzen in Abbildung 3.4 dargestellt. Sie zeigen lediglich kleine Abweichungen von der Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 2. Bei Durchmesser 24 cm der Buche zeigen sie eine durchaus plausible Anhebung der Verteilung. Da die Differenzen der resultierenden Verteilungen der exakten Übergangswahrscheinlichkeiten und der geglätteten grafisch nur schwer einzuschätzen sind, wurden Tests zum Unterschied in den Verteilungen durchgeführt (Abschnitt 3.4.4).

Die daraus resultierenden Verbleibswahrscheinlichkeiten der verschiedenen Schätzverfahren sind in Abbildung 3.5 dargestellt. Man erkennt deutlich im kleineren Durchmesserbereich eine maximale Übergangswahrscheinlichkeit z.B. bei der Baumartengruppe FiTaDgl bei einem Durchmesser von 24 cm. Dieser Verlauf entspricht bei einer kumulierten Darstellung des Zuwachses einem sigmoidalen Verlauf. In den höheren Durchmesserklassen verbessert sich die Zuwachsleistung wieder, was wohl auf die beginnende Endnutzung in den Beständen und damit verringerte Konkurrenz zurückzuführen ist. Sehr deutlich zeigt sich auch der Unterschied zwischen der Schattbaumart Buche, mit einem sehr späten Zuwachsoptimum, und den Lichtbaumarten Kiefer und Lärche, die bereits in der ersten Durchmesserklasse den



**Abbildung 3.4:** Die schwarzen und grauen Punkten stellen die Verteilungen dar, wie sie sich aus den Inventuren ergeben. Die verschiedenen Übergangsmatrizen schätzen die zweite Verteilung aufgrund der ersten (Gleichung 2.19). Die mit der Kleinsten-Quadrate-Methode bestimmten Verteilung stimmen nahezu exakt mit Stammzahlverteilung der BWI überein (große Kreise). Die einfache Verhältnisschätzung zeigt Verzerrungen. Die roten Kreuze der geglätteten Übergangswahrscheinlichkeiten zeigen leichte Abweichungen. FiTaDgl = Fichte, Tanne, Douglasie

höchsten Zuwachs aufweisen.



**Abbildung 3.5:** Verbleibswahrscheinlichkeiten der Stärkeklassenmodelle. Die mit der Kleinsten-Quadrate-Methode gewonnen Verbleibswahrscheinlichkeiten bilden die erste Verteilung auf die zweite nahezu exakt ab (schwarze Punkte). Aufgrund der unplausiblen Ausreißer wurden diese jedoch mit einem Regressionsspline ausgeglichen und weiterhin verwendet (rote Punkte und Linie). FiTaDgl = Fichte, Tanne, Douglasie; Bu = Buche; EiAlh = Eiche, andere Laubbäume hoher Lebenserwartung; KiLae = Kiefer, Lärche; ALn = andere Laubbäume niedriger Lebenserwartung.

### 3.4.2 Parameter der Entnahmematrix

Die Schätzung der Entnahmematrix ( $\mathbf{H}$  aus Gleichung 2.13) ist für die Prognosen deswegen von Bedeutung, da sie einen Startwert liefert, der als realistisches Einschlagsniveau angesehen werden kann. Davon ausgehend wurden die zukünftigen Entnahmen über Restriktionen gesteuert.

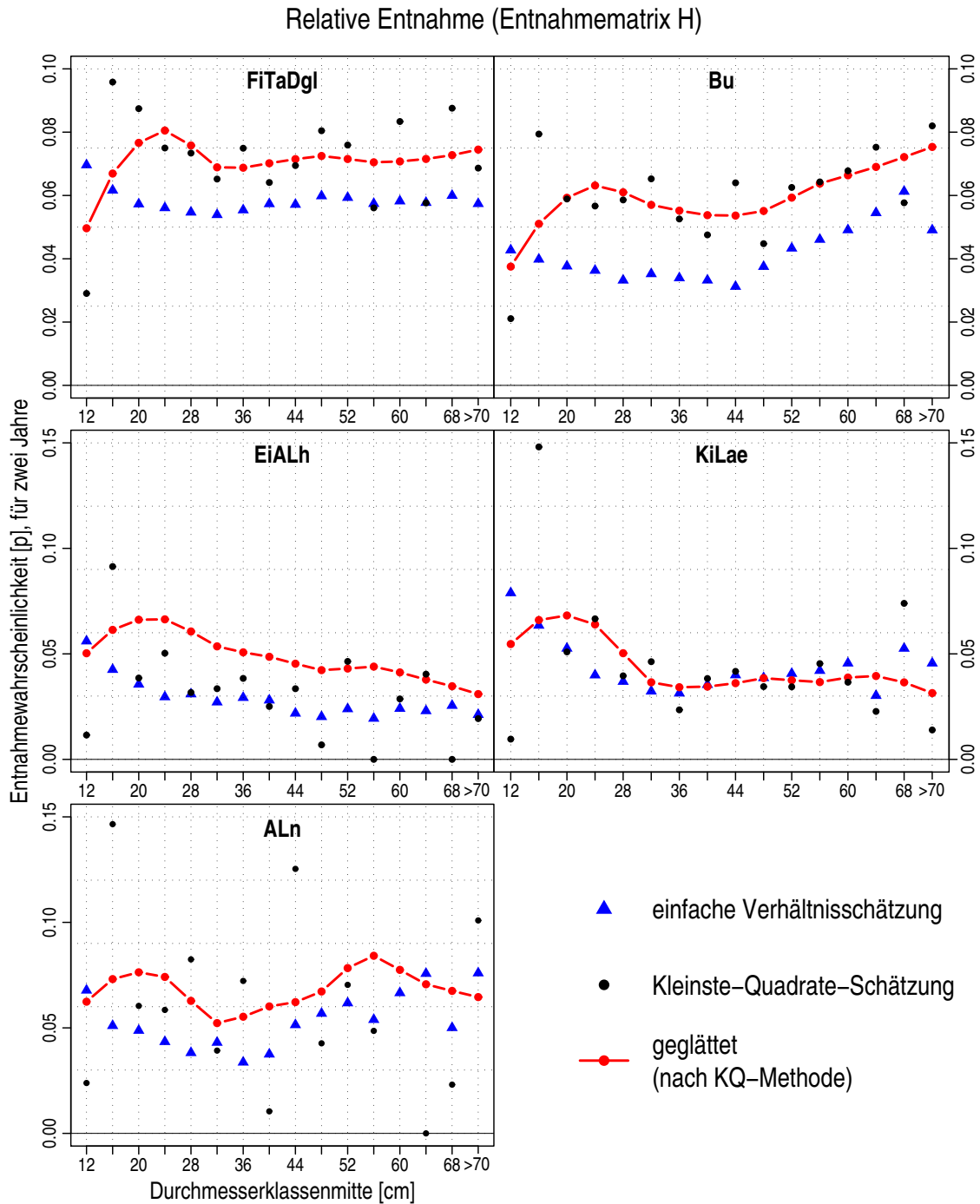
In Abbildung 3.6 ist die einfache Verhältnisschätzung blau dargestellt. Die geschätzten Entnahmen liegen systematisch unterhalb der tatsächlichen Entnahme, da die Ernte zum Zeitpunkt der Erstinventur unterstellt wird und somit ein Jahreszuwachs der entnommenen Bäume fehlt. Die Anpassung mit der Methode der kleinsten Quadrate führt bei dieser Schätzung zu einem Artefakt, da die zuvor geschätzten Verbleibswahrscheinlichkeiten und der Einwuchs als feste Größen an die Minimierung übergeben werden. Kleine Abweichungen führen dann zu Ausschlägen, die nicht plausibel sind. Diese wurden daher mit dem rot eingezeichneten Regressionsspline - abhängig von der Durchmesserklasse - ausgeglichen.

### 3.4.3 Echter Einwuchs

Der echte Einwuchs  $n_E$  wurde nach Gleichung 2.27 berechnet. Um den Wert vergleichbar darzustellen, wurde er auf die mittlere Periodenlänge und die Bezugsfläche bezogen (zur Schätzung siehe Abschnitt 2.3.6).

**Tabelle 3.12:** Mittlerer zweijährlicher Einwuchs nach Baumartengruppen pro Hektar, berechnet nach Gleichung 2.27.

FiTaDgl	Bu	EiALh	KiLae	Aln
$\left[ \frac{n/ha/a}{2} \right]$				
36,11	18,93	23,10	15,36	39,87



**Abbildung 3.6:** Relative Entnahme: geschätzt durch einfache Verhältnisschätzung (Gleichung 2.20) im Vergleich zur Kleinste-Quadrate-Methode (Gleichung 2.21). Rot ist der glättende Regressionsspline, der auf die Ergebnisse der KQ-Methode angewandt wurde. FiTaDgl = Fichte, Tanne, Douglasie; Bu = Buche; EiALh = Eiche, andere Laubbäume hoher Lebenserwartung; KiLae = Kiefer, Lärche; ALn = andere Laubbäume niedriger Lebenserwartung.

### 3.4.4 Validierung

Da unterschiedliche Schätzverfahren für die Übergangs- und Entnahmewahrscheinlichkeiten angewandt wurden, ist es notwendig, die verschiedenen Verfahren zu vergleichen und abzuwägen, mit welchen Modellen die zukünftige Entwicklung prognostiziert werden soll.

Ausgehend von der mittleren (hochgerechneten) Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 1, konnte die Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 2 mit dem vollständig vorliegenden Stärkeklassenmodell geschätzt und mit der tatsächlichen Verteilung verglichen werden (siehe Abbildung 3.7).

Wie schon bei der Prognose des S-Kollektivs ersichtlich war, führt die einfache Verhältnisschätzung (Gleichung 2.17) zu verzerrten Vorhersagen. Zusammen mit der einfachen Verhältnisschätzung der Entnahme (Gleichung 2.20) zeigt diese in Abbildung 3.7 blau dargestellte Verteilung deutliche Abweichungen von der tatsächlichen Stammzahlverteilung.

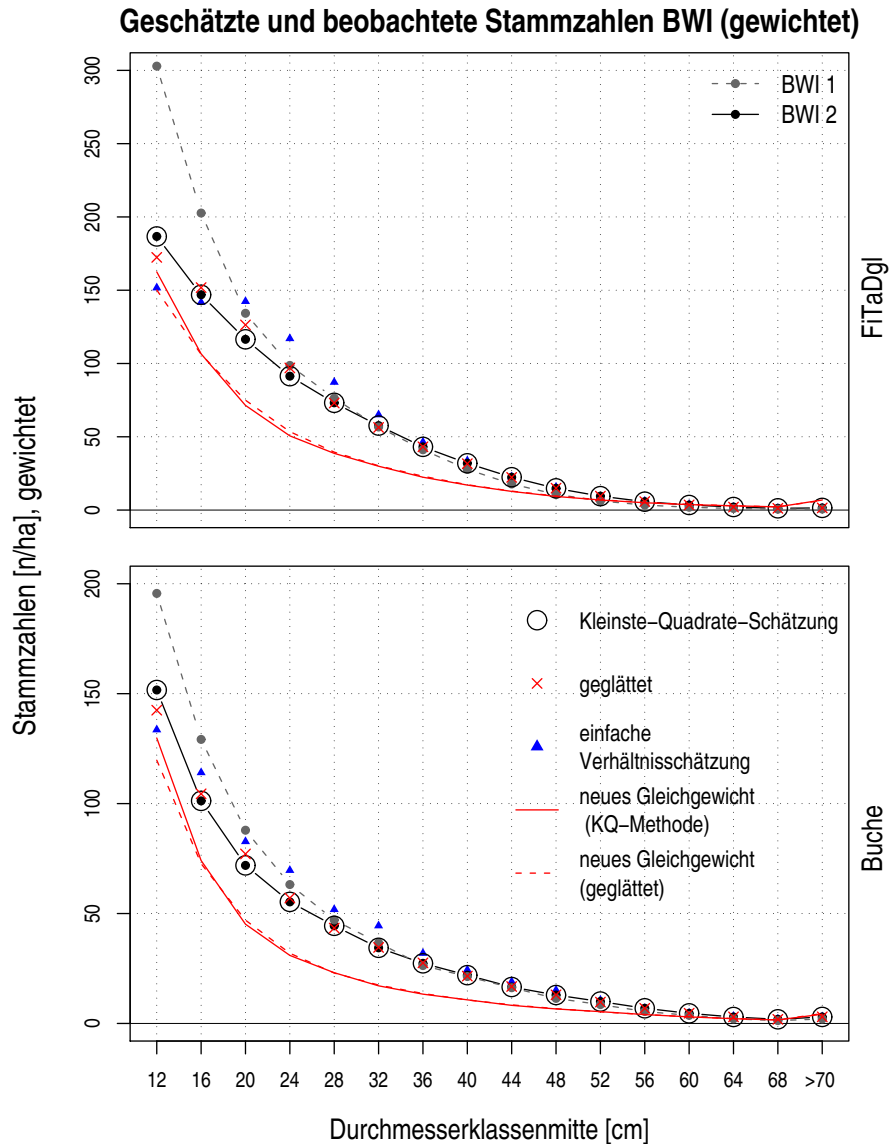
Im Unterschied dazu zeigen die an der Stammzahlverteilung 2, die mithilfe der Kleinste-Quadrate-Methode hergeleitet wurden sehr gute Anpassungen und liegen für 14 Jahre stets direkt auf der tatsächlichen Verteilung. Auch die ersten prognostizierten Durchmesserklassen liegen exakt auf den Verteilungen der Bundeswaldinventur 2, was für eine plausible Schätzung des echten Einwuchses spricht.

Die mit der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzten Wahrscheinlichkeiten wurden noch durch plausiblere Verläufe ersetzt, indem sie mit Regressionssplines ausgeglichen wurden. Dies führt zu leichten Abweichungen von der beobachteten Verteilung. Diese fallen besonders dann auf, wenn die Unterschiede zwischen den Stammzahlverteilungen der Bundeswaldinventuren 1 und 2 groß sind.

Um den grafischen Eindruck bewerten zu können, wurde ein Test zum Unterschied der Verteilungen durchgeführt. Für den Vergleich zwischen der Stammzahlverteilung der Bundeswaldinventur 2 und den Prognosen wurden ein Kolmogorov-Smirnov-Test sowie ein Cramér-von Mises Test durchgeführt (SACHS & HEDDERICH, 2006, S. 405ff). Beide Teststatistiken liegen für alle Baumartengruppen deutlich unter den gegebenen Schranken ( $KS_{\alpha=0,05;n_1=n_2=16} = 0,438$  und  $C_{\alpha=0,05} = 0,461$ ). Es konnten zwischen den vorhergesagten und den beobachteten Verteilungen keine signifikanten Unterschiede festgestellt werden.

Die roten Linien in Abbildung 3.7 zeigen das neue Fließgleichgewicht der Stammzahlverteilungen, falls die beobachteten Entnahmen, Zuwächse und Einwüchse unendliche lange fort dauern würden. Diese beiden Prognosen wurden mit den Wahrscheinlichkeiten aus der Kleinsten-Quadrate-Methode und den geglätteten Wahrscheinlichkeiten durchgeführt. Auch hier zeigten sich keine signifikanten Unterschiede in den Verteilungen. Für die weiteren Prognosen sprach daher nichts gegen die Verwendung der *geglätteten* Übergangs- und Entnahmewahrscheinlichkeiten.





**Abbildung 3.7:** Vergleich der prognostizierten Stammzahlen durch verschiedene Parametrisierungen der Matrixmodelle mit den gewichteten Stammzahlen der Bundeswaldinventur 2. Die roten Linien sind die neuen Fließgleichgewichte, die sich aus dem Ernte-, Wachstums- und Einwuchsverhalten ergeben. Abkürzungen für die Baumartengruppen: FiTaDgl = Fichte, Tanne, Douglasie; Bu = Buche; EiALh = Eiche, andere Laubbäume hoher Lebenserwartung; KiLae = Kiefer, Lärche; ALn = andere Laubbäume niedriger Lebenserwartung.

## 3.5 Prognosen mittels Linearer Programmierung

Die Prognosen wurden mit einer Lineare Programmierung durchgeführt. Die Stammzahlentwicklung aus dem Stärkeklassenmodell wurde als eine Nebenbedingung aufgenommen. Die Entscheidungsvariablen, für die ein optimaler Zielwert gesucht wird, sind die Stammzahlentnahmen. Diese resultieren in einer Behandlungsstrategie, die sich hinsichtlich der Baumartengruppen, Durchmesserklassen und Prognoseschritte unterscheidet. Die Behandlungsstrategie wird von den äußeren Rahmenbedingungen (Zinsforderung, Wert der C-Speicherung und Preisniveau) beeinflusst. Die Zinsforderungen, die hier angewandt wurden dienen dazu, unterschiedliche Zeitpräferenzen der Entscheidungsträger, auszudrücken.

Durch die systematische Variation der Rahmenbedingungen (Szenarien) konnten die Einflüsse der einzelnen Annahmen hervorgehoben werden. Schließlich können über die Szenarien die Grenzkosten der C-Speicherung bezüglich der Verringerung des Kapitalwertes der Ernte aufgezeigt werden.

Die Volumenexpansionsfunktionen (Kapitel 3.1) sind die Grundlage zur Bestimmung des oberirdischen Gesamtbaumvolumens. Die Abbauraten wurden mit dem gemischten Abbaumodell (Kapitel 3.3.2) an den Stichprobenpunkten der Bundeswaldinventur berechnet und als Mittelwert für die Baumartengruppen verwendet (siehe Einbindung in Gleichung 2.38).

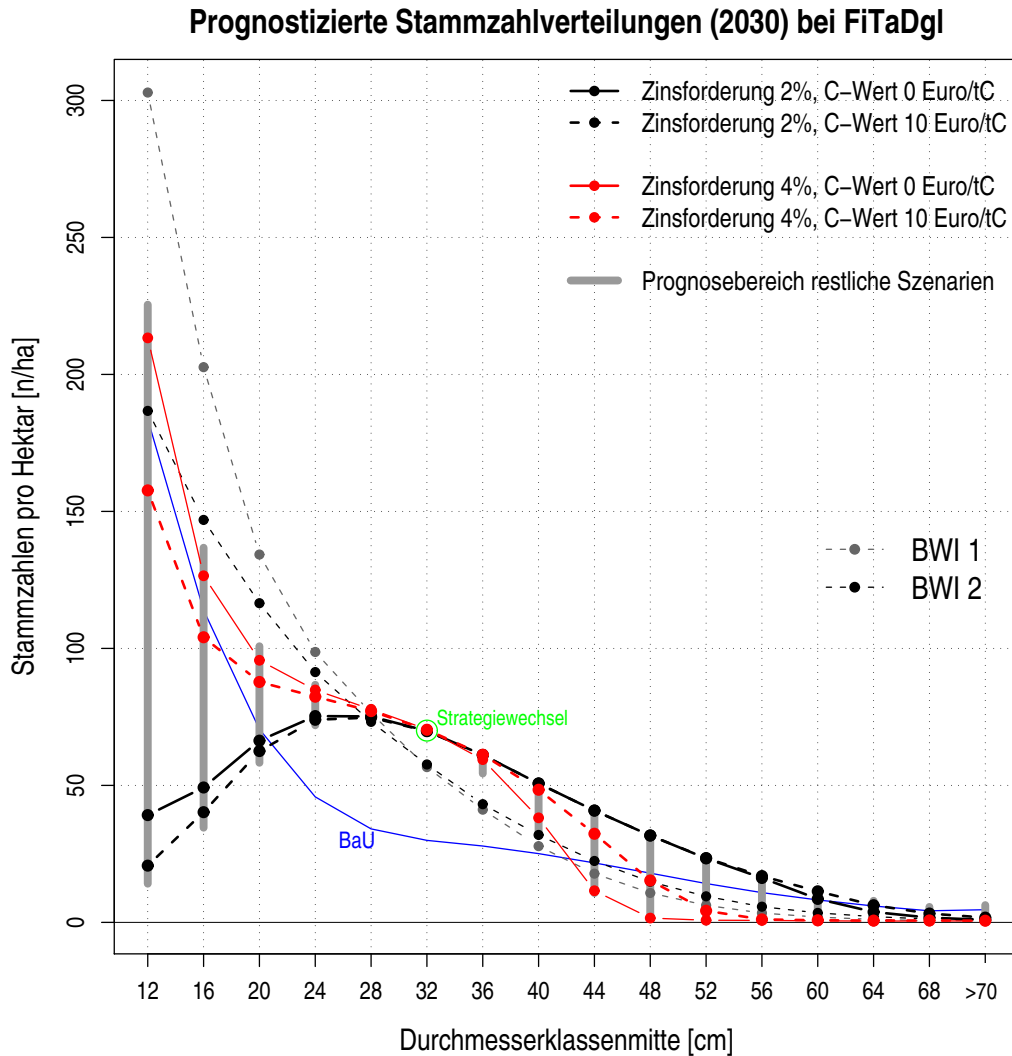
### 3.5.1 Baumartengruppe Fichte, Tanne, Douglasie

#### Stammzahlverteilung zum Ende des Prognosezeitraums

Aus den Behandlungsstrategien ergeben sich die Stammzahlverteilungen zum Ende der Prognosezeitraums, welche in Abbildung 3.8 dargestellt sind. Abgebildet sind die hochgerechneten Stammzahlen einer Baumartengruppe bezogen auf deren gesamte Standfläche ( $F_{StFl}$ ). Die punktierten Verläufe (grau und schwarz) im Hintergrund stellen die Verteilungen, wie sie sich aus den beiden Bundeswaldinventuren ergeben, dar. Man erkennt eine Verschiebung der Verteilungen, von der ersten Bundeswaldinventur auf die zweite, die ab einem Brusthöhendurchmesser von 28 cm eine Anreicherung und darunter eine Verringerung der Stammzahl aufzeigt.

Schreibt man dieses Ernteverhalten mit einer festen Stammzahlentnahme (im folgenden als „Business as Usual“, BaU bezeichnet) für 30 Jahre mit dem Modell fort und lässt einen standflächenabhängigen Einwuchs nach Gleichung 2.36 zu, so erhält man die blau dargestellte Linie. Sie bringt zum Ausdruck, wie die zukünftige Durchmesserverteilung aussehen würde, wenn das Nutzungsverhalten zwischen den Bundeswaldinventuren auch in Zukunft weitergeführt wird. Im Bereich zwischen 20 und 36 cm kommt es zu einem starken Absinken der Stammzahlen, während stärkeres Holz ab einem Brusthöhendurchmesser von 44 cm deutlich zunehmen wird.

Im Gegensatz dazu zeigen alle optimierten Szenarien, selbst bei hohen Zinsforderungen von 5%, dass im Bereich unterhalb des eingezeichneten Strategiewechsels die Entnahme um den maximal möglichen Wert zurückgeht.



**Abbildung 3.8:** Prognostizierte Stammzahlverteilungen der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie) zum Ende des Prognosezeitraums für alle Szenarien. Hervorgehoben sind vier Beispielszenarien sowie die Bewirtschaftung wie bisher (BaU). In Durchmesserklassen oberhalb des grün eingezeichneten Strategiewechsels führen die Zinsforderungen zu unterschiedlichen Stammzahlentnahmen. Entsprechend wird der Einwuchs gebremst oder gefördert und führt im linken Bereich vom Strategiewechsel zu unterschiedlichen Stammzahlen.

Bis zur Durchmesserklasse 6 (32 cm) wird nur soviel Holz eingeschlagen, wie durch die Schwankungsrestriktion vorgegeben ist (erste Gleichung 2.40). Die Schlupfvariable<sup>4</sup> der Schwankungsrestriktion des Einschlags ist bei allen Szenarien unter der 6. Durchmesserklasse Null, die Restriktion ist also bindend. Dies führt dazu, dass

<sup>4</sup>Die Schlupfvariable bezeichnet in einer Linearen Programmierung den Restwert, der verwendet wird um bei eine Restriktion aus einer Ungleichung eine Gleichung zu erstellen. Wird dieser Wert Null, dann ist die Restriktion bindend.

alle Szenarien bei 32 cm den gleichen Wert annehmen.

Mit den Grundeinstellungen des Modells lässt sich dieser Punkt (bei 32 cm Brusthöhendurchmesser) nur mit unrealistisch hohen Zinsen nach unten verschieben. Der Strategiewechsel wird durch die Preisrelation bestimmt. Nimmt man z.B. (unrealistisch) gleiche Nettoerlöse über den Durchmesserklassen an, so zeigt sich mit gleicher Rate fallende Exponentialkurve (ähnlich den dargestellten Verläufen aus der Bundeswaldinventur). Die mehrfach auftauchenden Wendepunkte der gezeigten Verteilungen würden verschwinden.

Die Beispiele verdeutlichen, dass ein Zins von 4% den Einschlag in höheren Durchmesserklassen verstärkt. Dies liegt an dem mit der Durchmesserklasse geringer werdenden Wertzuwachs, der durch den Wertverlust (durch Zins und Mortalität am Ende) aufgezehrt wird. Dadurch werden Standflächen für den Einwuchs frei und entsprechend bildet sich eine hohe Stammzahl in den unteren Durchmesserklassen aus. In der Abbildung 3.8 führt das in der kleinsten Durchmesserklasse zu großen Unterschieden. Umgekehrt führt ein niedriger Zins zu einem Rückgang des Einschlags, entsprechend sinkt der Einwuchs.

Die Inwertsetzung der Kohlenstoffaufnahme wirkt sich bei weitem nicht so stark aus, wie die Zinsforderung des Bewirtschafters. Die Inwertsetzung wirkt sich aber umso stärker aus, je höher der Zins ist: die beiden schwarzen Verteilungen mit niedrigen Zinssätzen liegen enger zusammen, als die beiden roten Verteilungen mit höheren Zinsen (Abbildung 3.8).

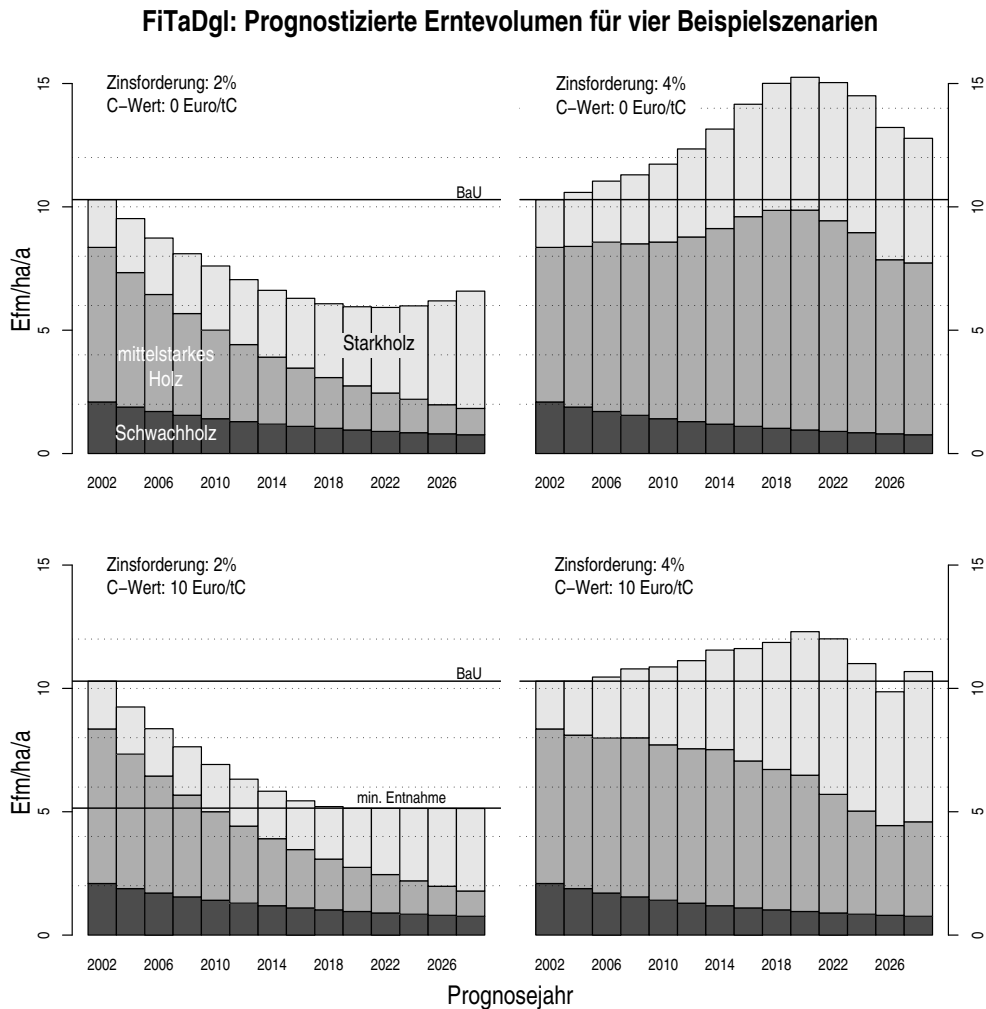
Man erkennt weiterhin, dass die Inwertsetzung der C-Aufnahme in die zu erwartende Richtung weist. Die 10 €/tC verursachen in der 4%-Zinsvariante einen gebremsten Einschlag im Bereich zwischen 40 und 52 cm Brusthöhendurchmesser.

### Entwicklung des Einschlags und der C-Speicherung

Betrachtet man das Erntevolumen über dem Prognosezeitraum (2002-2030) für die gleichen Beispielszenarien, kann man erkennen, wie sich die Zinsforderungen bzw. Inwertsetzungen der C-Speicherung auswirken.

Links oben in Abbildung 3.9 ist eine moderate Zinsforderung, ohne C-Wert hinterlegt. Die Erntevolumina sinken dadurch im Vergleich zum anfänglichen Einschlagsniveau der Bundeswaldinventur ab. Erst ab 2022 beginnt der Einschlag wieder zu steigen, da die lohnenswerten Durchmesserklassen verstärkt eingewachsen sind. In der gleichen Abbildung rechts ist zu erkennen, dass die erhöhte Zinsforderung zu einem verstärkten Einschlag, der erst ab 2020 wieder zu sinken beginnt, führt. Dies liegt an der Vorgabe zur Nachhaltigkeit des Vorrats (Gleichung 2.41). Dadurch wird ein Absinken unter 80% des Anfangsvorrats verhindert.

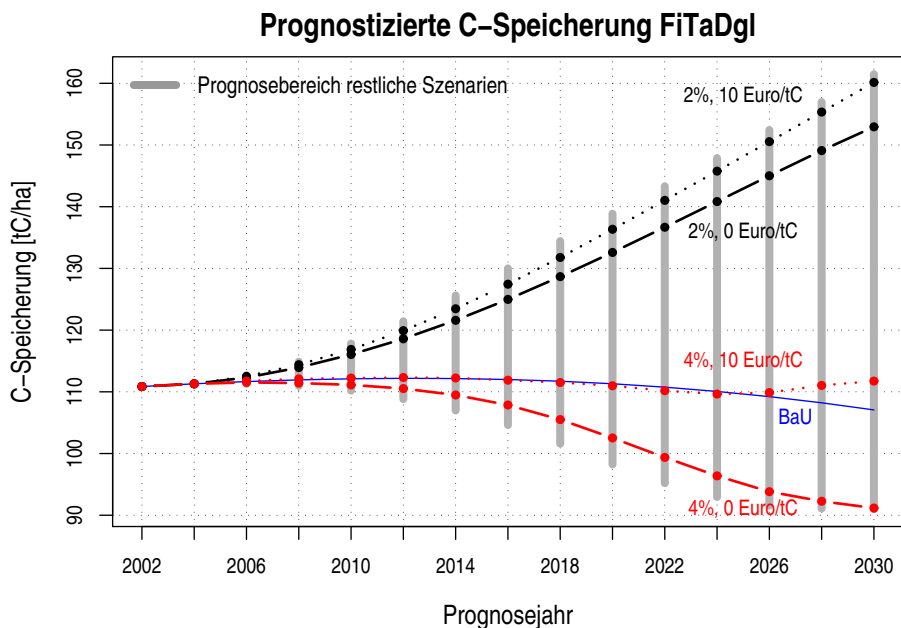
Im unteren Teil der Abbildung 3.9 sind die gleichen Szenarien, aber mit einer Inwertsetzung der Kohlenstoffaufnahme dargestellt. Die Inwertsetzung führt dazu, dass der ohnehin niedrige Einschlag noch weiter gebremst wird und die Restriktion bezüglich der Mindestentnahme greift (Gleichung 2.41). Das Szenario mit 4% Zinsforderung und einer Inwertsetzung in Höhe von 10 €/tC führt nur zu einem leichten Ansteigen des Gesamteinschlags, die Verschiebung in den Durchmesserklassenberei-



**Abbildung 3.9:** Verlauf und Zusammensetzung des Erntevolumens von vier Beispielszenarien der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie). Schwachholz:  $BHD < 28$  cm, mittelstarkes Holz:  $28 \text{ cm} \leq BHD < 52$  cm, Starkholz:  $BHD \geq 52$  cm. Min. Entnahme entspricht der Restriktion Mindestentnahme (Gleichung 2.41).

chen bringt aber mit sich, dass dieser nicht dauerhaft lohnend erhöht werden kann; daher sinkt die Ernte ab 2020. Die Unterschiede zwischen den Szenarien beziehen sich zum größten Teil auf das mittelstarke Holz ( $28 \text{ cm} \leq BHD < 52$  cm), dort sind die Veränderungen am deutlichsten, da die Entnahme starken Holzes ( $BHD \geq 52$  cm) stets als lohnenswert entnommen wird und umgekehrt die Schwachholzentnahme ( $BHD < 28$  cm) zurückgeht.

Im Unterschied zum Erntevolumen wurde die C-Speicherung nicht als Flussgröße, sondern als Gesamtvorrat über der Zeit in Abbildung 3.10 dargestellt. Hierzu wird die C-Speicherung eines Baumes mit der gesamten (hochgerechneten) Stammzahl multipliziert und für die Gesamtfläche ( $F_{Tot}$ ) als Mittelwert dargestellt. Der Verlauf des „Business as Usual“ in Abbildung 3.10 lässt erkennen, dass der Vorrat



**Abbildung 3.10:** Prognostizierte C-Speicherung der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie). Grau hinterlegt der Wertebereich der restlichen Szenarien, blau = „Business as Usual“ (BaU). Prozentangaben: Zinsforderung des Bewirtschafters, Werte: Inwertsetzung der C-Veränderung.

an Kohlenstoff in der lebenden Biomasse zunächst leicht ansteigen wird. Dies liegt an der Zunahme des Starkholzes. Auf längere Sicht hingegen sinkt der C-Vorrat, da von unten zunehmend weniger starkes Holz nachkommt.

Deutlich zu erkennen ist weiterhin, wie stark sich die Zinsforderung des Bewirtschafters auf die prognostizierte C-Speicherung auswirkt. Deren Einfluss ist - wie schon in der Darstellung der Stammzahlverteilungen in Abbildung 3.8 zu erkennen ist - deutlich der Inwertsetzung der C-Speicherung überlegen. Die Abbildung zeigt weiterhin, dass eine höhere Zinsforderung die Wirkung der Inwertsetzung der C-Speicherung erhöht. Bei den 2%-Zinsvarianten wird der Einschlag an die untere mögliche Grenze (Schwankungsrestriktion, Gleichung 2.40) heranführt; eine Inwertsetzung verursacht dann, dass diese untere Grenze auch in der höchsten Durchmesserklasse erreicht wird. Der Unterschied auf die mittlere C-Speicherung ist daher gering.

In dem Modell wird eine rein finanzielle Entscheidung über den Einschlag getroffen. Dies steht im Unterschied zu waldbaulichen Modellen, bei denen oft anhand von Behandlungsprogrammen eine Einschlagsentscheidung getroffen wird. Die Betrachtung des Kapitalwertes bringt mit sich, dass der Zins auf den Zeitpunkt des Einschlags einen starken Einfluss hat.

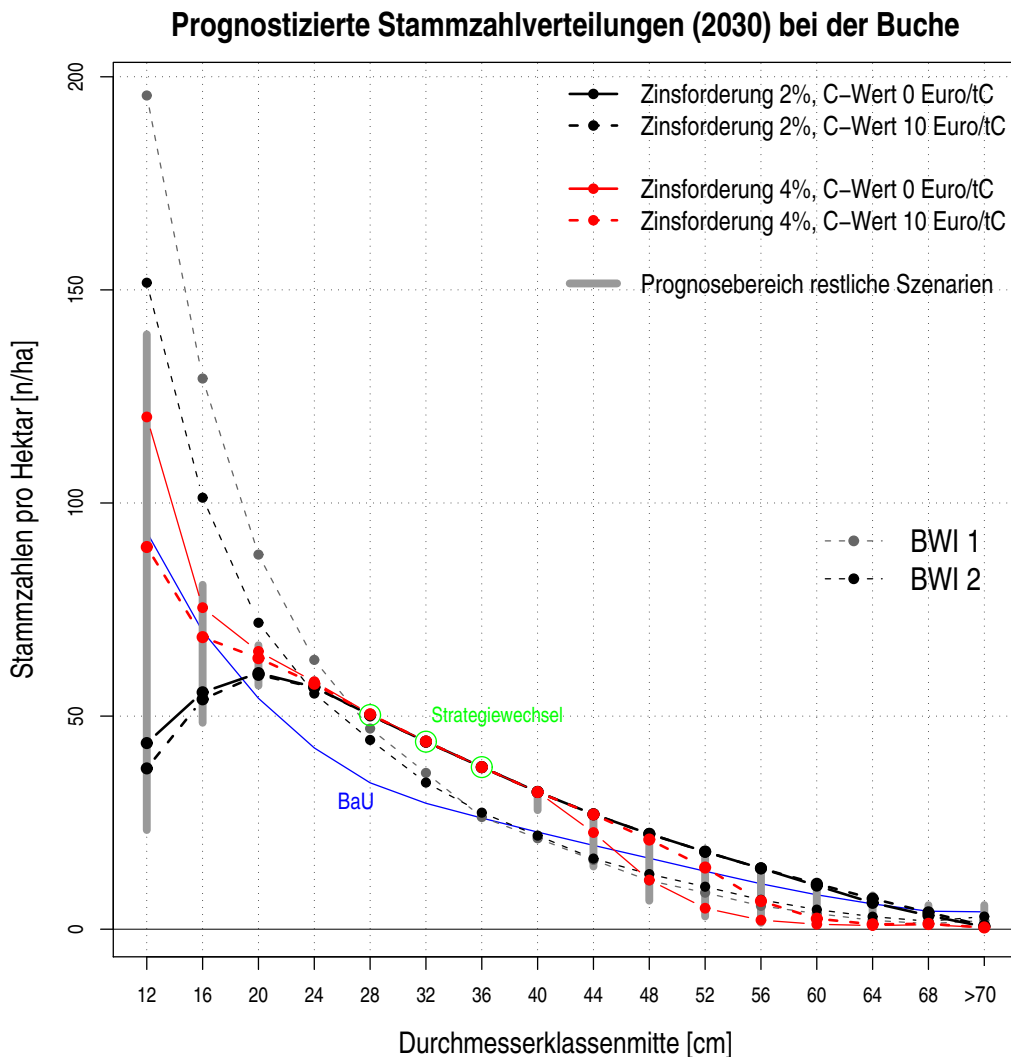
Hier zeigt sich, dass unter realistischen Wertzuwachsen und den gegebenen Inwertsetzungen für Kohlenstoff der Einfluss der Inwertsetzung nur für eine gegebene Zinsforderung dargestellt werden kann. Ansonsten überlagert die Zinsforderung den Ef-

fekt der Inwertsetzung. Dieser Zusammenhang mildert sich aber ab, wenn die Zinsforderung steigt. Dies liegt daran, dass der niedrige Zins an die untere Grenze der Entnahme heranführt. Diese geringe Entnahme kann dann nicht mehr wesentlich herabgesetzt werden. Wie in Abbildung 4.6 zu erkennen ist, zeigen die tatsächlichen Einschlüsse nach den Jahren 2002, dass diese in dem Modell nur mit einer hohen Zinsforderung von über 4%, nachgebildet werden können.

### 3.5.2 Baumartengruppe Buche

#### Stammzahlverteilung zum Ende der Prognose

Im wesentlichen ähneln sich die Ergebnisse der Buche und der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne, Douglasie). Dennoch gibt es in ein paar Punkten Unterschiede. Wie in Abbildung 3.11 zu erkennen ist, zeigen die Unterschiede in den Verteilungen zwischen den Bundeswaldinventuren in dieselbe Richtung, wie zuvor bei



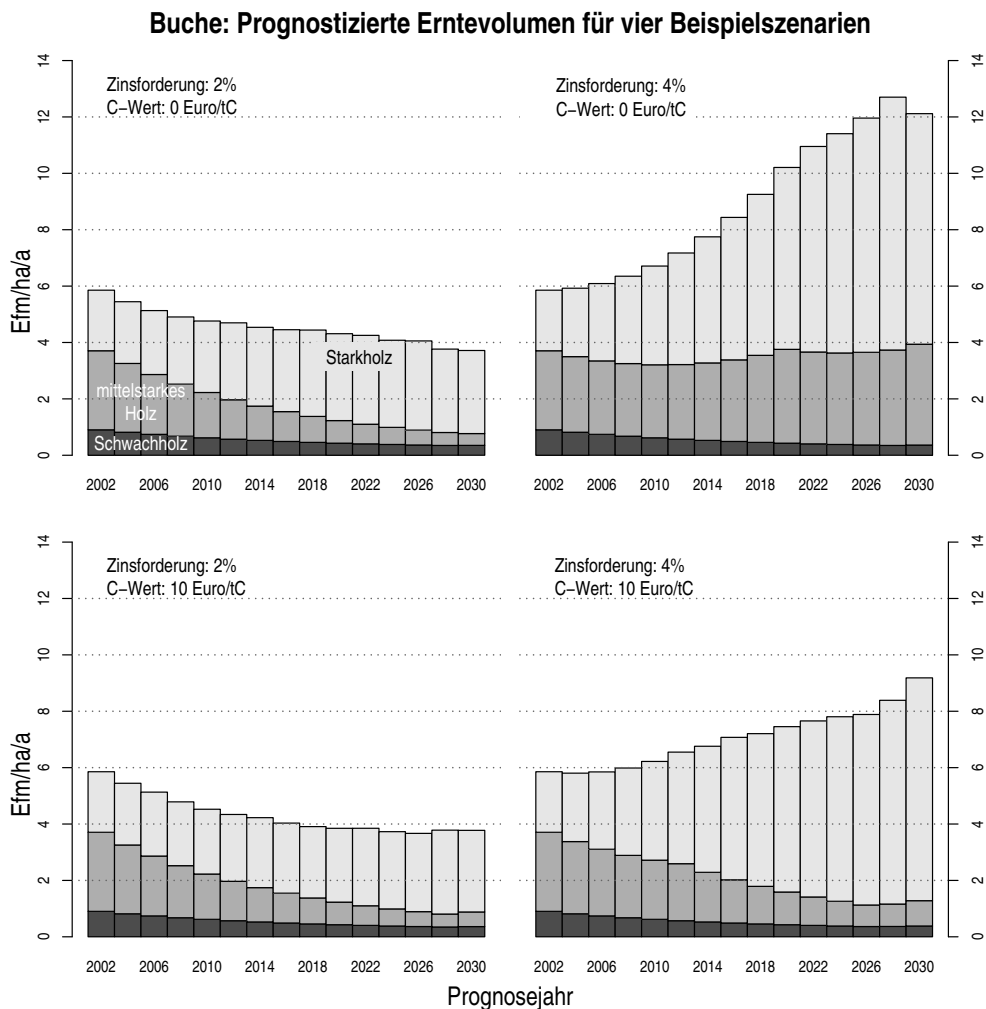
**Abbildung 3.11:** Prognostizierte Stammzahlverteilungen der Buche zum Ende des Prognosezeitraums für alle Szenarien, hervorgehoben sind vier Beispielszenarien sowie die Bewirtschaftung wie bisher (BaU). In Durchmesserklassen oberhalb des grün eingezeichneten Strategiewechsels führen die Zinsforderungen zu unterschiedlichen Stammzahlentnahmen. Entsprechend wird der Einwuchs gebremst oder gefördert und führt im linken Bereich vom Strategiewechsel zu unterschiedlichen Stammzahlen



der Baumartengruppe FiTaDgl. Dennoch ist der Rückgang dünnerer Durchmesser nicht so drastisch und führt in der Fortschreibung zu einer deutlich ausgeglicheneren Verteilung (blaue Kurve, „Business as Usual“, BaU).

Auch bei der Buche wird diese Bewirtschaftung zu einer Vorratzszunahme an Starkholz führen, hier bereits schon ab einem Brusthöhdurchmesser von 36 cm. Die Kurvenverläufe der Szenarien zeigen die gleichen Eigenschaften wie sie bei der Baumartengruppe FiTaDgl beschrieben wurden.

Die Wirkung des Zinses in Bezug auf das Ernten dünnerer Durchmesserklassen ist hier - im Unterschied zur Baumartengruppe FiTaDgl - weniger stark. Denn wie in der Abbildung 2.9 gezeigt, steigen bei der Buche mit höheren Durchmesserklassen die Nettoerlöse noch an; der erwartete Mehrwert führt dann zu einem Verzicht der Entnahme auch im mittelstarken Holz. Entsprechend laufen die optimierten Kur-



**Abbildung 3.12:** Verlauf und Zusammensetzung des Erntevolumens von vier Beispielszenarien der Buche. Schwachholz:  $BHD < 28$  cm, mittelstarkes Holz:  $28 \text{ cm} \leq BHD < 52$  cm, Starkholz:  $BHD \geq 52$  cm.

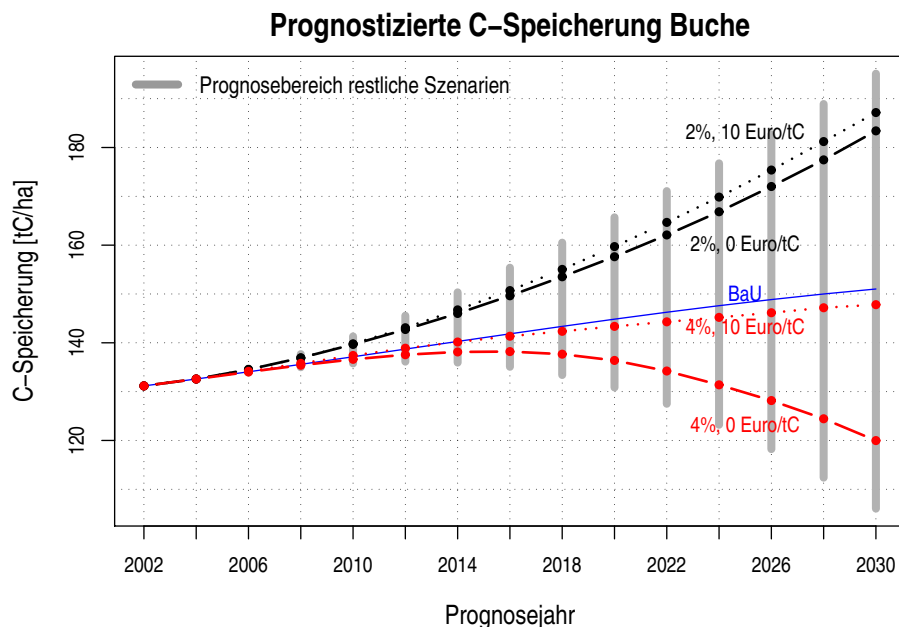
ven nicht nur durch einen Punkt, sondern durchlaufen gemeinsam einen Bereich zwischen 28 und 36 cm Brusthöhendurchmesser, der in der Abbildung als „Strategiewechsel“ markiert wurde.

### Entwicklung des Einschlags und der C-Speicherung

Wie in Abbildung 3.12 zu sehen ist, ist der anfängliche Einschlag pro Hektar nur halb so groß, wie bei der Baumartengruppe FiTaDgl. Weiterhin ist der Anteil stärkeren Holzes höher. Auch hier führt ein geringer Zins (2%) zu einer Abnahme des bereits sehr niedrigen Einschlags, die Abnahme ist aufgrund des Starkholzanteils aber nicht so deutlich wie bei der Baumartengruppe FiTaDgl und erreicht auch nicht die untere Grenze von 50% des anfänglichen Einschlags. Das Potenzial einer höheren Ernte, verursacht durch die höhere Zinsforderung (4%), liegt hier eindeutig im Starkholzbereich und erreicht am Ende der Prognose sogar über 12 Efm/ha/a. Die Restriktion der maximalen Vorratsabsenkungen (80% des Anfangsvorrats) wird hier nicht erreicht.

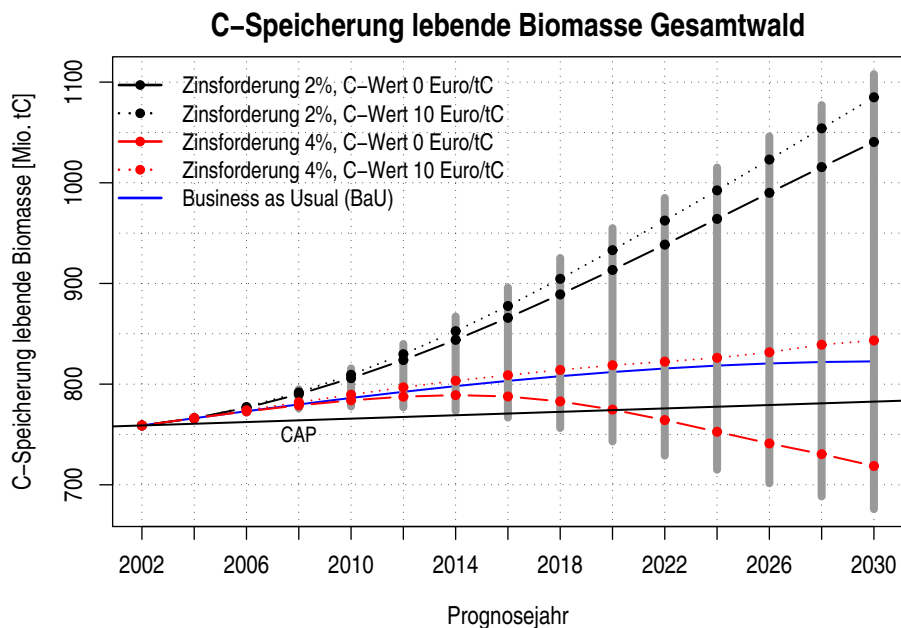
Der anfängliche C-Vorrat liegt bei der Buche (Abbildung 3.13) schon zu Beginn 18% über dem Vorrat der Baumartengruppe FiTaDgl. Die Bewirtschaftung wie bisher (BaU) führt hier auch weiterhin zu einem Ansteigen des Kohlenstoffvorrates der lebenden Biomasse.

Es findet ein Anstieg des C-Vorrates der niedrigsten Zinsvariante auf bis zu 195



**Abbildung 3.13:** Prognostizierte C-Speicherung in der lebenden Biomasse der Baumartengruppe Buche. Grau hinterlegt der Wertebereich der restlichen Szenarien, blau = „Business as Usual“ (BaU). Prozentangaben: Zinsforderung des Bewirtschafters, Werte: Inwertsetzung der C-Veränderung.

tC/ha statt. Ähnlich hohe Vorräte pro Hektar konnte durch die extremen Varianten in der Arbeit von PISTORIUS ET AL. (2006) für die Buche in Baden-Württemberg gezeigt werden. Durch einen Verzicht auf die Nutzung ab 2007 wurden so C-Vorräte bereits im Jahr 2012 in Höhe von 183 tC/ha im dem Modell WEHAM und einfachen Expansionsfunktion von PISTORIUS & ZELL (2005) berechnet.



**Abbildung 3.14:** Prognostizierte C-Speicherung der lebenden Biomasse, Gesamtwaldfläche alte Bundesländer (nur Bäume >10 cm BHD). BaU = Bewirtschaftung wie bisher, Verläufe für vier Beispielszenarien. CAP = maximal anrechenbarer Betrag nach dem Kyoto-Protokoll Artikel 3.4 für die Verpflichtungsperiode 2008-2012 ( $\hat{=}$  1,24 MtC/a · 7,5 Mio. ha / 11 Mio. ha).

### 3.5.3 Entwicklung der C-Speicherung aller Baumartengruppen

#### Lebende Biomasse

Abbildung 3.14 enthält den prognostizierten Gesamtbestand von Kohlenstoff in der lebenden Biomasse, bezogen auf das gesamte Waldgebiet der ehemaligen Bundesrepublik (alte Länder). Die dargestellten Werte beziehen sich auf Bäume oberhalb von 10 cm Brusthöhendurchmesser. Der Anfangswert entspricht daher - mit dem Unterschied der verbesserten Expansionsfunktionen und der Bäume unterhalb von 10 cm Brusthöhendurchmesser - dem C-Vorrat, der dem Nationalen Treibhausgasbericht zugrunde liegt (UBA, 2006). Im Unterschied zum Startwert des Totholzbestandes basiert dieser Wert auf gemessenen Daten, während der Anfangswert des Totholzes aus einem theoretischen Fließgleichgewicht hergeleitet ist.

Man erkennt, dass die Fortsetzung der bisherigen Bewirtschaftung (BaU) zu einem leichten Anstieg des C-Vorrates in der lebenden Biomasse führt, der zu Beginn der Prognose deutlicher ausgeprägt ist. Die Zunahme von Stämmen in der höchsten Durchmesserklasse und der damit erhöhten altersbedingten Mortalität lässt die blaue Kurve mit steigender Prognose abflachen.

Um die Kohlenstoffaufnahme vergleichbar darzustellen, bietet es sich an, ein Intensitätsmaß zu benutzen. In Gleichung 2.28 wurden die Maße bereits eingeführt.

Der „Implied Emission Factor“ (IEF), gibt die Vorratsveränderung des Kohlenstoffs, bezogen auf einen Hektar und Jahr an. Im Unterschied dazu kann, sofern der zeitliche Verlauf des Kohlenstoffvorrats bekannt ist, eine Diskontierung vorgenommen werden („Present Tons Equivalent“, PTE).

Mit der Fortsetzung der bisherigen Bewirtschaftung werden in der lebenden Biomasse 63,7 Millionen tC (über diesen Zeitraum) oder 0,28 tC/ha/a Netto eingespeichert. Diese Zunahme liegt oberhalb der maximal anrechenbaren Senkenleistung aus der Forstwirtschaft (CAP) nach dem Kyoto-Protokoll Artikel 3.4 für die Verpflichtungsperiode 2008-2012. Hiernach darf Deutschland einen Betrag in Höhe von 1,24 MtC/a in der Gesamtbilanz aus dem „Forest Management“ (FM) anrechnen lassen (UNFCCC, 2002). Dieser CAP wurde auf die alten Bundesländer anteilig der Gesamtwaldfläche übertragen (7,5 Mio. ha/11 Mio. ha).

Unterstellt man aber eine Zeitpräferenz der Nettoeinspeicherung, so erhält man ein Maß, das als „Present Tons Equivalent“ (PTE) bezeichnet wird (Gleichung 2.28). Bei dieser Berechnung spielt der Zeitpunkt, zu dem die Einspeicherung stattfindet, eine Rolle. Der Mittelwert über 30 Jahre mit einer Diskontierung von 2% beträgt 0,23 tC/ha/a. Dieser Wert liegt aufgrund der Diskontierung leicht unterhalb des IEF.

Die optimierte Bewirtschaftung der Niedrigzinsvarianten (Abbildung 3.14) führt zu einer steten Anreicherung des C-Vorrates. Über diesen Zeitraum ist noch keine Sättigung erkennbar, diese stellt sich erst auf längere Sicht ein (>40 Jahre). Die maximale Intensität der Nettoeinspeicherung wird in Höhe von 1,55 tC/ha/a mit verschiedenen Niedrigzinsvarianten und hohen C-Werten erreicht. Dieser Wert liegt geringfügig über der vergangenen Nettoeinspeicherung in Höhe von 1,52 tC/ha/a<sup>5</sup>. Der maximale Differenzbetrag zwischen den Szenarien der C-Speicherung zum Ende der Prognosen beträgt 432 Mio. tC, oder 1.584 Mio. tCO<sub>2</sub><sup>6</sup>.

## Totholz

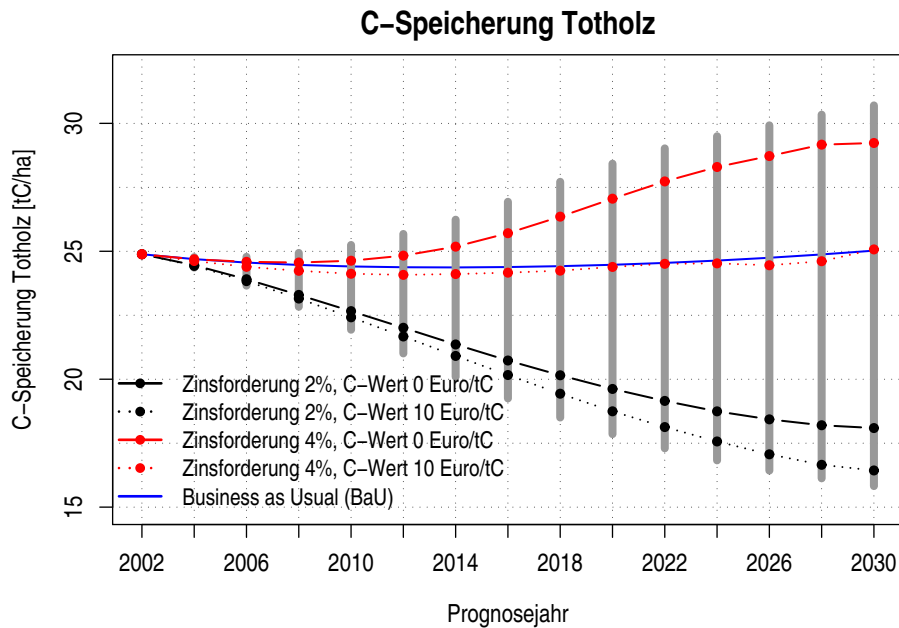
In dieser Arbeit wurde nicht nur der Vorrat an Kohlenstoff in der lebenden Biomasse betrachtet, sondern auch die Vorratsveränderungen des Totholzes in der Zielfunktion bewertet (Gleichung 2.34). Der Startwert der hierfür notwendig war, ist ein rein theoretisches Fließgleichgewicht, welches sich aus den Nachlieferungen im Verhältnis zu den Abbauraten der Baumartengruppen berechnet. Die Nachlieferungen setzen sich zusammen aus ganzen Bäumen, die bei der Ernte zurückbleiben, Ernteresten, als Teil der gesamten Biomasse eines Baumes und altersbedingter Mortalität, die zum Absterben ganzer Bäume in der letzten Durchmesserklasse führt (siehe Gleichung 2.38). Alle drei Größen werden aber vom Erntestrategie beeinflusst. Daher konnte die Vorratsänderung dieses Pools betrachtet werden.

Ein erhöhtes Erntevolumen führt dann zu einer Zunahme des Totholzvorrates,

---

<sup>5</sup>berechnet für die alten Bundesländer, Datengrundlage Bundeswaldinventuren 1 und 2 (UBA, 2006).

<sup>6</sup>Zum Vergleich: der jährliche CO<sub>2</sub>-Ausstoß in Gesamtdeutschland betrug im Jahr 2004 886 Mio. tCO<sub>2</sub> (UNFCCC, 2006)).



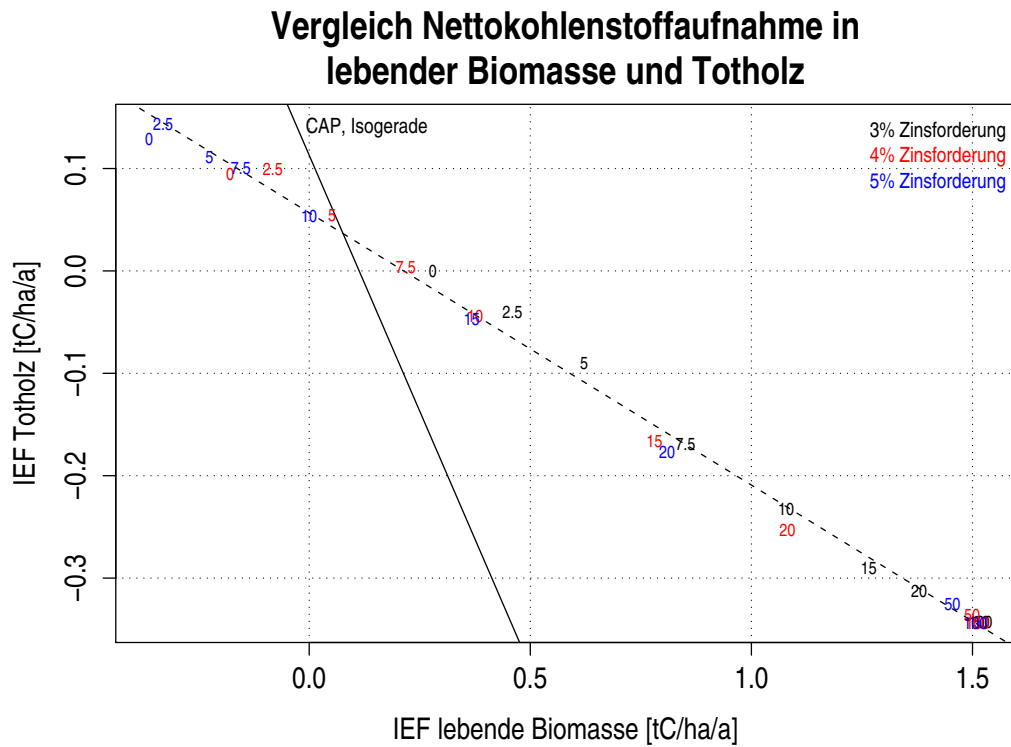
**Abbildung 3.15:** Verlauf der mittleren C-Speicherung im Totholz Gesamtwald alte Bundesländer. Startwert ist ein künstliches Fließgleichgewicht als Verhältnis aus der Nachlieferung zur Abbaurate. Bewertet werden die Nettoänderungen (für BaU nahezu konstant).

während in der lebenden Biomasse C-Vorrat verloren geht. Entsprechend zeigen die in Abbildung 3.15 dargestellten Verläufe ein genau gegenläufiges Verhalten zum prognostizierten Erntevolumen (siehe Abbildungen 3.9 und 3.12). Die Änderungen die sich in diesem Pool berechnen lassen liegen deutlich unter den Änderungsraten der lebenden Biomasse. Z.B. wird für die erhöhte Holznutzung bei einer hohen Zinsforderung ohne C-Inwertsetzung (4%, C-Wert 0, in Abbildung 3.15 rot dargestellt) ein Wert von 0,1 tC/ha/a erreicht.

Die geringen Schwankungen im BaU-Verlauf ergeben sich durch die dynamischen Komponenten im Modell. Die Nachlieferung aus der altersbedingten Mortalität ist nicht konstant, da sich die Stammzahl hier ständig verändert.

### Vergleich der C-Speicherung der lebenden Biomasse und dem Totholz

In Abbildung 3.16 erkennt man den zuvor erwähnten negativen Zusammenhang zwischen der Nettokohlenstoffspeicherung im Totholz und der Nettokohlenstoffspeicherung in der lebenden Biomasse. Jede Ernte von Bäumen verursacht einen kompletten Abgang von C aus dem Vorrat lebende Biomasse, ein Teil davon wandert in die Technosphäre und der Rest geht in den Totholzvorrat über (siehe Abbildung 1.3). Dadurch entsteht eine enge negative Korrelation zwischen der Vorratsänderung im Totholz und der Vorratsänderung in der lebenden Biomasse. Sie ist für den gezeigten Ausschnitt von Szenarien nahezu linear. Bei hohen Inwertsetzungen des



**Abbildung 3.16:** Vergleich zwischen der Senkenstärke im Totholz und der lebenden Biomasse. Dargestellt sind nur die Varianten hoher Zinssforderungen (3-5%) für das mittlere Preisniveau. Zahlen = Inwertsetzung der C-Speicherleistung in €/tC. IEF = mittlere Nettokohlenstoffaufnahme.

Kohlenstoffs (ab 50 €/tC) erkennt man weiterhin, dass die Grenzen der Prognosemodells erreicht werden (siehe Nachhaltigkeitsrestriktionen, Gleichung 2.41), denn die Punkte zeigen keinerlei Differenzierung mehr.

Man stelle sich vor, dass der Nettokohlenstofffluss in die lebende Biomasse durch eine bestimmte Bewirtschaftung erreicht wird. Diese führt dann aber auch zwangsläufig zu einem bestimmten Nettokohlenstofffluss in das Totholz. In Abbildung 3.16 ist zu erkennen wie stark sich die beiden Flüsse ausschließen. Es wird also entweder der Vorrat an lebender Biomasse erhöht oder der Vorrat im Totholz. Für ein gegebenes Ziel an Nettokohlenstoffflüssen in beide Pools ist eine Isograde eingezeichnet. Diese liefert also den gleichen Wert an gesamter Nettokohlenstoffaufnahme. Möchte man ein höheres Ziel, als den eingezeichneten politischen CAP<sup>7</sup> erreichen, müsste diese Gerade parallel verschoben werden. Der Bereich links davon führt zu einer Untererfüllung des CAP, rechts davon findet eine Übererfüllung statt.

Die enge lineare Beziehungen zwischen beiden Flüßen hat eine Steigung von  $-0,27$  (gestrichelt dargestellt), was bedeutet, dass der Fluss in die lebenden Biomasse deutlich leichter erreicht werden kann. Möchte man den Fluss in den Tot-

<sup>7</sup>dieser Wert entspricht  $1,24 \text{ MtC/a}$  geteilt durch die Gesamtwaldfläche von  $11 \text{ Mha} = 0,11 \text{ tC/ha/a}$

holzvorrat erhöhen, verzichtet man gleichzeitig auf einen Fluss in die lebenden Biomasse, der aber 3,7 mal so stark ist (1/0,27).



### 3.5.4 Produktionsmöglichkeitsgrenze Holzernte und C-Speicherung

Bisher wurde der Vergleich zwischen den Erntevolumina und der C-Speicherung in getrennten Abbildungen dargestellt und ein paar Zusammenhänge exemplarisch gezeigt. Möchte man die Holzernte und C-Speicherung direkt miteinander vergleichen, bietet sich die Darstellung in einer *Produktionsmöglichkeitsgrenze* an.

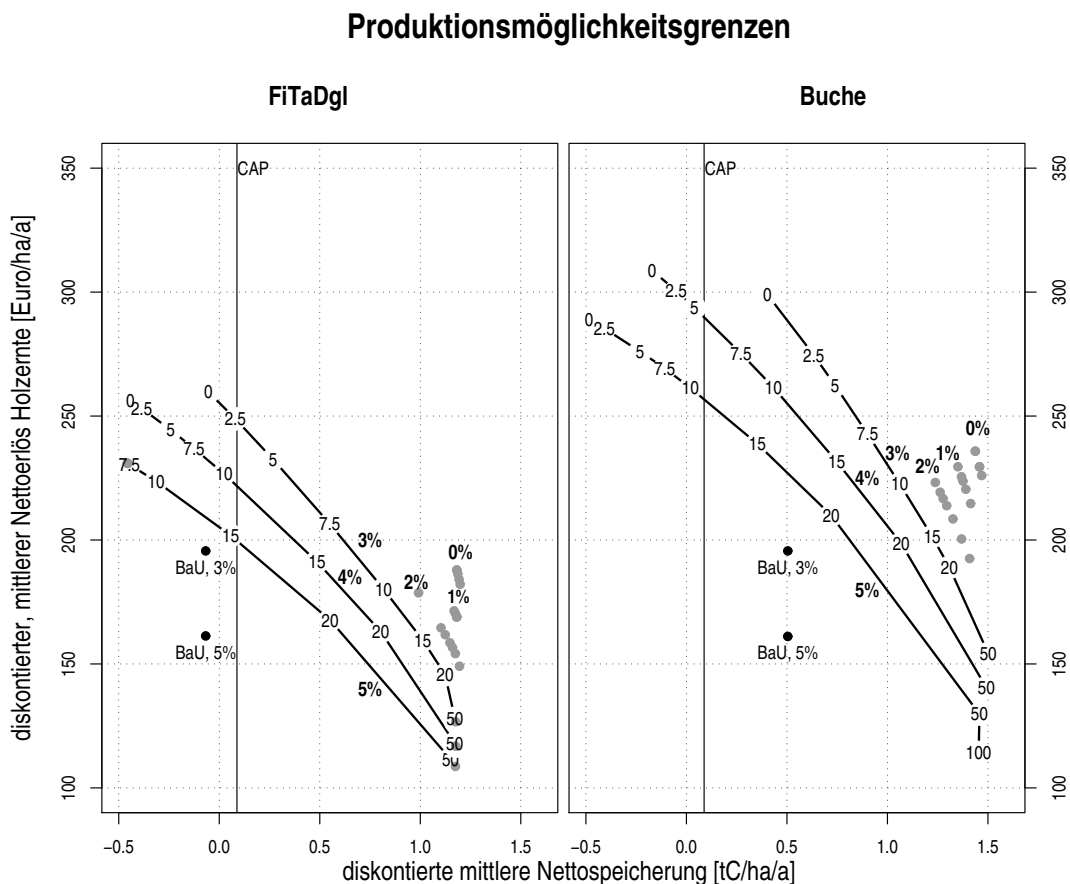
Der Begriff Produktionsmöglichkeitsgrenze (oder: Produktionsmöglichkeitskurve, Transformationskurve) stammt aus der Mikroökonomie. Er bezeichnet eine Kurve, die *effiziente* Outputkombinationen zweier Güter unter gegebenem Input beschreibt (PINDYCK & RUBINFELD, 2003). Punkte unterhalb dieser Kurve können zwar auch erreicht werden, stellen aber ineffiziente Allokationen eines gegebenen Inputs dar. Die Form einer Produktionsmöglichkeitsgrenze ist in der Regel konkav, da die Erhöhung eines Gutes zur Verringerung des anderen Gutes führen muss und die Grenzrate mit der dies erreicht wird, zunimmt (zunehmend teurer wird). Die Grenzrate (Ableitung) gibt an, wieviel von dem einen Gut für die Produktion eines anderen Gutes aufgegeben werden muss.

Aus politischer Sicht sind solche Kurven besonders aufschlussreich, da sie den Zielkonflikt zwischen der C-Speicherung und der Holzernte aufzeigen. Aus dem Verlauf der Kurven lassen sich zudem direkt die Grenzkosten ablesen, die zwischen der Holzernte und C-Speicherung bestehen.

Um die Holzernte mit der C-Speicherung zu vergleichen, wurde der mittlere Nettoerlös der Holzerten berechnet. Hierbei wird die zukünftige Holzernte mit der jeweiligen Zinsforderung des Bewirtschafters (0-5%) diskontiert. Die mittlere Nettospeicherung des Kohlenstoffs in der lebenden Biomasse wurde mit 2% diskontiert (bezeichnet als PTE) und dem mittleren, diskontierten Nettoerlös der Ernte gegenübergestellt.

In Abbildung 3.17 sind die Produktionsmöglichkeitsgrenzen zwischen der Holzernte und der C-Speicherung der wichtigsten Baumartengruppen FiTaDgl und Buche aufgezeigt. Zunächst fällt auf, dass die Zinsforderung des Bewirtschafters die wesentliche Schlüsselgröße darstellt, die sowohl die Lage als auch die Krümmung der Kurven maßgeblich beeinflusst. Wie schon zuvor gezeigt, führt ein niedriger Zins zu einem Rückgang der Holzernte, entsprechend wird mehr Kohlenstoff in der lebenden Biomasse aufgenommen (und umgekehrt). Diese Zinsforderung dient der Differenzierung verschiedener Ideologien in der Waldbewirtschaftung. Wird kein Zins gefordert, führt das dazu, dass kein Anreiz geschaffen wird, Holz zu ernten, die Kohlenstoffspeicherung wird daher maximal erfüllt. Mit steigenden Zinsannahmen senkt sich die Kurve und die Differenzierung bezüglich der Inwertsetzung des Kohlenstoffs beginnt zu greifen. Der Verlauf der Kurven ist, besonders in den höheren Zinsforderungen nicht linear<sup>8</sup>. Bei der mittleren Zinsforderung in Höhe von 3% wirken sich geringe Werte der Inwertsetzung des Kohlenstoffs (0-10 €/tC) stärker

<sup>8</sup>Dies wurde auch formal getestet, indem ein lineares Modell und ein polynomisches Modell verglichen wurden. Das Modell mit Exponenten ist dem linearen Ansatz deutlich überlegen.



**Abbildung 3.17:** Produktionsmöglichkeitskurve Holzernte und C-Speicherung. Jeder Punkt stellt das Ergebnis einer Prognose über 30 Jahre dar. Gezeigt sind nur Szenarien mit einem mittleren Preisniveau. Zum Vergleich noch die Fortschreibung der bisherigen Bewirtschaftung („BaU“), bei der zwei Zinsvarianten zur Berechnung des mittleren Nettoerlöses der Holzernte unterstellt wurden. CAP entspricht der Anrechenbarkeit nach dem Kyoto-Protokoll. Zahlen = Wert der Nettokohlenstoffspeicherung, Zinsen (dick) = Zinsforderung des Bewirtschafters.

aus, als bei hohen Zinsen. Bei hohen Zinsen ( $>3\%$ ) müssen, zur Erreichung gleicher Nettospeicherungen, deutlich höhere Beträge (10 - 20 €/tC) aufgebracht werden.

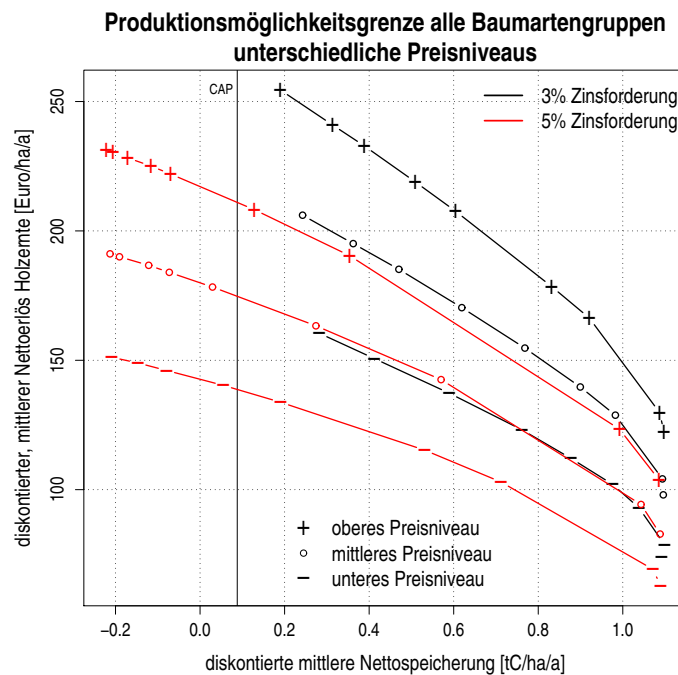
An den Rändern der Produktionsmöglichkeitsgrenzen zeigt sich die Wirkung der Restriktionen des Prognosemodells. Bei extrem hohen Inwertsetzungen ( $>50$  €/tC) wird keine weitere Nettospeicherung mehr erreicht, da die Ernte bereits maximal reduziert wurde. Umgekehrt differenziert bei der Baumartengruppe FiTaDgl bei der 5%-Zinsforderung die Inwertsetzung unterhalb von 7,5 €/tC nicht mehr, da sonst die Restriktion der maximal möglichen Vorratsabsenkung verletzt werden würde (siehe Nachhaltigkeitsrestriktionen, Gleichung 2.41).

Bei der Baumartengruppe FiTaDgl zeigt sich zudem, dass die Bewirtschaftung wie bisher zu einer Reduktion des C-Vorrates in der lebenden Biomasse führt. Um

den CAP in der Bewirtschaftung dieser Baumartengruppe zu erreichen, müssen im Modell Zahlungen zwischen 2,5 und 15 €/tC aufgebracht werden, um die lohnende Ernte bei Zinsforderungen über 2% auszugleichen.

Im Unterschied dazu zeigt sich bei der Buche, dass die Bewirtschaftung wie bisher zu einer weiteren Anreicherung von Kohlenstoff in der lebenden Biomasse führt, die deutlich über dem anrechenbaren CAP liegt. Insgesamt ist auch das C-Speicherpotenzial in der Buchenbewirtschaftung einfacher und in höherer Intensität zu erreichen. Dass die Kapitalwerte der Ernte bei der Buche über den Werten der Baumartengruppe FiTaDgl zu liegen kommen liegt daran, dass hier nicht die Investitionskosten betrachtet werden. Der Ausgangspunkt der Betrachtung sind die vorhandenen Dimensionen der Buchen zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur 2 (in der Zielfunktion werden die Investitionskosten berechnet, dargestellt wird hier aber nur der Vergleich zwischen Holzernte und C-Speicherung aus der heutigen Situation heraus).

Der Verlauf dieser Kurven beruht natürlich auf *Annahmen*. Eine der wichtigsten Annahmen ist dabei die Entwicklung der Holzpreise. Diese sind nicht vorhersagbar und zeigen kein eindeutiges Ansteigen über einen größeren Zeitraum. Deswegen wurde die Wirkung verschiedener Preisniveaus auf die Optimallösungen des Mo-



**Abbildung 3.18:** Produktionsmöglichkeitskurve Holzernte und C-Speicherung mit verschiedenen Preisniveaus. Plus und Minus stellen die Veränderungen des Holzpreises auf das 1,15 bzw. 0,85-fache dar. In der Mitte laufen die mittleren Preisniveaus. Dargestellt am Beispiel für zwei Zinsforderungen, für alle Baumartengruppen. Die Punkte stellen die Szenarien mit C-Werten von (links beginnend) in Höhe von 0; 2,5; 5; 10; 15; 20; 50; 100 €/tC dar.

dells untersucht. Die Ergebnisse dieses Vergleichs werden in Abbildung 3.18 dargestellt.

Zunächst erkennt man in Abbildung 3.18, dass auch hier für ein mittleres Preisniveau über alle Baumartengruppen hinweg bei den hohen Zinsforderungen ebenfalls Nettospeicherungen unterhalb des CAP's erreicht werden können. Das Zurückkaufen auf das Speicherniveau des CAP's würde bei der 5%-Zinsforderung mit einem Wert der C-Speicherung von über 10 €/tC angesetzt werden müssen. Umgekehrt zeigt sich bei einer 3%-Zinsforderung kein Problem mehr bezüglich der Erreichung des CAP's.

Die an den Beispielen gezeigten Wirkungen der veränderten Preisniveaus gehen alle in die gleiche Richtung: sie verändern wesentlich den Wert der Nettoerlöse, ihre Wirkung auf unterschiedliche C-Speicherung ist aber geringer und geht in die zu erwartende Richtung. So zeigen die durch ein „Plus“ markierten Preiserhöhungen tendenziell bei gleicher Inwertsetzung der C-Speicherung nach links (vom mittleren Preisniveau aus betrachtet), was eine Verringerung der Senke anzeigt, da die Holzernte profitabler geworden ist und umgekehrt zeigen die „Minus“-Zeichen tendenziell etwas nach rechts, was eine höhere Speicherungleistung bedeutet.

# 4 Diskussion und Ausblick

## 4.1 Volumenexpansionsfunktionen und Biomassefunktionen

Die hier entwickelten Volumenexpansionsfunktionen ermöglichen das Derbholzvolumen zum Gesamtbaumvolumen zu expandieren. Dieses Vorgehen erlaubt - bei entsprechender Annahme über die mittleren Raumdichten des Holzes - eine Aussage zur Biomasse zu treffen. Diese Biomasseschätzung wird dann abhängig von den äußeren Dimensionen eines Baumes (Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe), ist aber auch abhängig von dessen Derbholzvolumen.

Die den Tabellen von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952) zugrunde liegenden Daten stammen aus Beständen, die teilweise noch vor dem 19. Jahrhundert begründet wurden. Eine Kritik bei der Anwendung dieser Tabellen könnte daher lauten, dass sich die waldbauliche Behandlung der Bestände derart geändert hat, dass die Tabellen nicht mehr angewandt werden dürfen. Aus den Tabellen wurde aber für ein gegebenes Durchmesser-Höhen-Verhältnis lediglich die Expansion zum Gesamtbaumvolumen hergeleitet. Diese Expansion wird auf die heutigen Derbholzvolumina (mit vermessenen Schaftformen) übertragen. Daher müsste die Kritik an der Verwendung der Tabellen soweit gehen, dass man von einem Trend im Verhältnis zwischen Derbholz und Baumholz für einen gegebenen Durchmesser und Baumhöhe sprechen muss. Sehr viel plausibler und auch aus Lehrbüchern zum Waldwachstum (z.B., KRAMER, 1988) bekannt, ist der Einfluss der Bewirtschaftung auf die Schaftform, welche aber bei der Derbholzvoluminierung berücksichtigt wird.

Die Eigenschaften der Expansionsfunktion stellt sicher, dass das Baumholzvolumen größer ist als das Derbholzvolumen und gegenläufige Variablen auch zu einer Umkehr der Steigung führen. Sie sind daher sehr plausibel und können dann gut eingesetzt werden, wenn die Derbholzvolumenbestimmung hinreichend genau durchgeführt wird (wie z.B. in der Bundeswaldinventur). Es ist auch möglich, die direkten Baumholzvolumenfunktionen für andere Verwendungen einzusetzen.

Das Derbholzvolumen selbst ist eine schon lange in forstlichen Fragestellungen untersuchte Größe und die hier verwendeten Derbholzfunktionen (KUBLIN, 2003) beinhalten neben der Abhängigkeit von dem Brusthöhendurchmesser und der Baumhöhe zusätzlich noch die Schaftform, die über die Messung eines zweiten Durchmessers (in beliebiger Höhe) erfasst werden kann. Daher können diese Biomasseschätzungen nicht nur vom Brusthöhendurchmesser und der Baumhöhe, sondern auch von der Schaftform abhängig gemacht werden.

Dieses Vorgehen unterscheidet sich sehr deutlich von der sonst üblichen destruk-

tiven Bestimmung der Biomassefunktionen. Hierzu werden aus Stichproben eines Baumes und anschließendem Hochrechnen Biomassen von Einzelbäumen hergeleitet. Danach werden für Kollektive von Bäumen Zusammenhänge zwischen der Biomasse und z.B. dem Brusthöhendurchmesser hergestellt. Manchmal gelingt es als zusätzlich trennende Variable die Baumhöhe mit in eine solche Modellierung einfließen zu lassen. Dieser Umstand ist aber abhängig von dem Datenmaterial. Oft zeigen sich sehr enge Korrelationen zwischen der Baumhöhe und dem Brusthöhendurchmesser, sodass aus statistischer Sicht geschlossen werden kann, dass der Brusthöhendurchmesser, als die Variable mit dem höchsten Anteil erklärter Varianz ausreicht, um die Biomasse zu schätzen. Daraus wird von JENKINS ET AL. (2003) geschlossen, dass die Baumhöhe nicht in Metaanalysen<sup>1</sup>, mit dem Ziel allgemeine Biomassefunktionen für größere Regionen zu entwickeln, verwendet werden sollte. Wenn nun die Studien, auf denen die Metaanalysen beruhen, zufälligerweise genau das echte Durchmesser-Höhen-Verhältnis der Region abdecken, ist zu erwarten, dass solche Funktionen die Biomasse ohne Bias wiedergeben können. Eleganter und wahrscheinlich weniger verzerrt ist jedoch, die Höhenabhängigkeit der Biomasseschätzung aufzuzeigen und, wenn möglich, explizit in die Funktion aufzunehmen.

Aus Abbildung 2.1 ist für einen sehr engen Bereich des Brusthöhendurchmessers aus dem Kollektiv der erfassten Bäume der Bundeswaldinventur die Schwankung der Baumhöhe, aber auch des Derbholzvolumens aufgezeigt. D.h. für gleiche Durchmesser-Höhen-Werte werden sehr unterschiedliche Derbholzvolumina erreicht. Geht man davon aus, dass die oberirdische Biomasse eng mit dem Derbholzvolumen korreliert, ist es nahe liegend, dass auch die Biomassen nicht nur vom Brusthöhendurchmesser und der Baumhöhe, sondern auch von der Baumform abhängig sind.

Für die hier entwickelten Biomassefunktionen konnte diese These bestätigt werden. Für alle Funktionen konnte für verschiedene Bereiche des unechten Formquotienten unterschiedliche Exponenten geschätzt werden. Zum größten Teil unterscheiden sich diese auch signifikant voneinander; zumindest zeigen sie immer eine signifikante Erklärung der Varianz des Gesamtmodells an.

Dennoch ist die Verwendung einer mittleren Raumdichte (getrennt für Derb- und Restholz) auch kritisch zu sehen. Die Stichproben auf denen die Raumdichten beruhen, sind sehr groß und können als flächenrepräsentativ für Deutschland angesehen werden (Kapitel 2.1.2). Dennoch wurden mögliche Zusammenhänge zwischen der Raumdichte und anderen Variablen nicht berücksichtigt. Die erste mögliche Verbesserung wäre hier sicher die Verwendung des Zusammenhangs zwischen der Raumdichte und der Jahrringbreite. Diese kann z.B. für die Fichte recht klar dargestellt werden, da die Dichte innerhalb des Jahrrings sich sehr deutlich zwischen Früh- und Spätholz unterscheidet (KOLLMANN, 1982). Der relative Anteil zwischen Früh- und Spätholz ist demnach eine Funktion des Zuwachses. Die Dichte hängt damit von der Jahrringbreite ab.

---

<sup>1</sup>In dieser Metaanalyse wurde aus publizierten Biomassefunktionen ein künstlicher Datensatz erzeugt und dieser wieder mit Regressionsanalysen ausgeglichen.

Das Problem bei der Anwendung dieses Zusammenhangs liegt aber in der Bestimmung der Jahrringbreiten. Aus dem geschätzten Alter (wie in der Bundeswaldinventur) müsste die mittlere Jahrringbreite berechnet werden. Über die Verteilung der Jahrringbreiten können dann aber keine Aussagen gemacht werden. Deswegen müssten Zusammenhänge verwendet werden, die die Raumdichte mit äußeren, leicht messbaren Merkmalen in Verbindung bringt. Die Erstellung eines regional gültigen Zusammenhangs zwischen äußeren Merkmalen von Bäumen und inneren Eigenschaften wie der Raumdichte wäre in Verbindung mit dem hier entwickelten Expansionsverfahren eine interessante Möglichkeit, die Biomasseschätzungen für eine größeren Region effektiv zu verbessern.

Aufgrund des starken methodischen Unterschieds in der Bestimmung der Biomassefunktionen, wird im folgenden Kapitel ein ausführlicher Vergleich zwischen Biomassefunktionen aus der Literatur, die auf gemessenen Daten beruhen - und den hier entwickelten Funktionen - dargestellt.

### 4.1.1 Vergleich der Biomassefunktionen mit Funktionen und Daten aus der Literatur

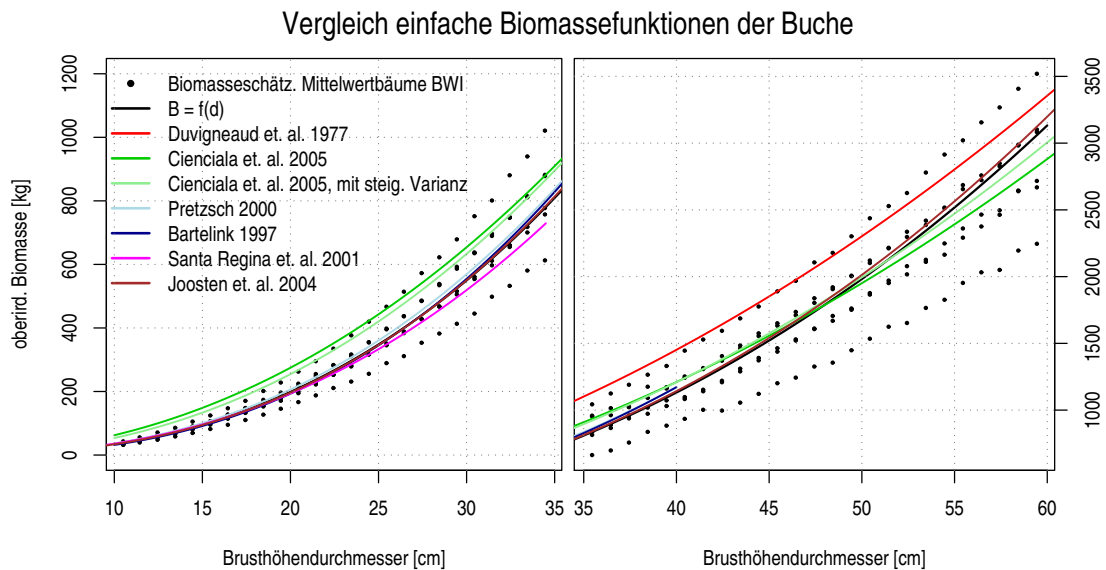
#### Buche

##### Einfacher allometrischer Zusammenhang

Bei der Buche werden im folgenden - im Gegensatz zur Fichte - besonders die geschätzten Koeffizienten mit Werten aus der Literatur verglichen. In Abbildung 4.1 sind für fünf verschiedene Studien die Funktionsverläufe eingezeichnet. Es handelt sich um den einfachen allometrischen Zusammenhang der Form  $B = \beta_0 d_{1,3}^{\beta_1}$ . Die Kurven wurden nur im Gültigkeitsbereich der jeweiligen Schätzfunktion dargestellt.

Dabei fällt auf, dass fast alle Funktionen im Wertebereich der schwarz hinterlegten Biomasseschätzungen der Mittelwertbäume (Abschnitt 2.1.2) liegen. Auffallend ist auch die unterschiedliche Krümmung der Kurven, die durch den Exponenten bestimmt ist. So zeigt die grüne Kurve (CIENCIALA ET AL., 2005) eine deutlich geringere Krümmung. Der Exponent ist mit 2,139 der niedrigste Wert aller hier verwendeten Buchenfunktionen. Da die Parameter des einfachen allometrischen Ansatzes hoch korreliert sind, ist entsprechend der Faktor ( $\beta_0 = 0,453$ ) der höchste der publizierten Werte.

Diese Kurve hat daher einen hohen linearen Anteil und ist entsprechend weniger gekrümmt. Dies führt zu einer Überschätzung der Biomasse im Bereich  $BHD < 22$  cm. Zum Teil kann dies durch die Varianzannahme in der Parameterschätzung erklärt werden; denn die hellgrüne Kurve mit verbesserter Varianzannahme passt sich in den Randbereichen deutlich besser an (zur Diskussion der Varianzannahme siehe letzter Abschnitt in 4.1.2).



**Abbildung 4.1:** Vergleich einfacher allometrischer Zusammenhänge zur Biomasseschätzung der Buche aus der Literatur mit den hier entwickelten Biomassefunktionen. Die x-Achse wurde zur besseren Darstellung unterbrochen. Schwarz hinterlegt sind die Biomasseschätzungen der Mittelwertbäume (Abschnitt 2.1.2).

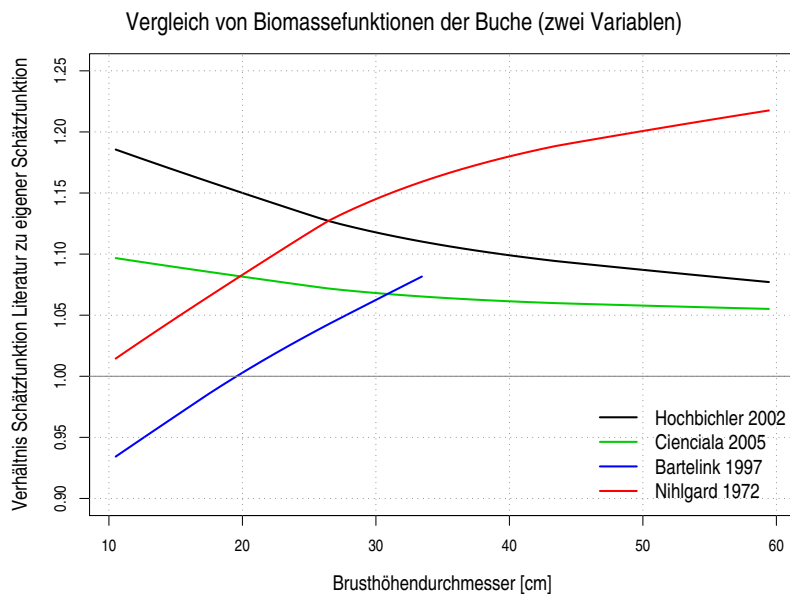
### Allometrischer Zusammenhang mit den unabhängigen Variablen Brusthöhendurchmesser, Baumhöhe und Schaftform

Um einen Vergleich der Funktionen mit zwei unabhängigen Variablen herbeizuführen, wurden die Funktionen der Literatur auf die Durchmesser und Höhen der Mittelwertbäume (Kapitel 2.1.2) der Bundeswaldinventur angewandt. Der Unterschied zu der hier entwickelten Funktion wurde sichtbar gemacht, indem das Verhältnis dieser beiden Schätzergebnisse über dem Brusthöhendurchmesser aufgetragen wurde. Liegt das Verhältnis über eins, so zeigt die Schätzfunktion der Literatur höhere Werte als die hier entwickelte Funktion an. Das Verhältnis wurde der Übersichtlichkeit wegen mit einem lokal gewichteten Spline ausgeglichen (Abbildung 4.2).

Mit Ausnahme von NIHLGARD (1972) haben die Funktionen alle die gleiche allometrische Grundform und wurden entweder nichtlinear (ungewichtet) oder linear geschätzt. Daher ist der Knick im Verlauf der Verhältniskurve von NIHLGARD (1972) durch den anderen Funktionstyp zu erklären. Bei gleichem Durchmesser und Höhe schätzt diese Funktion in höheren Durchmessern 20% mehr oberirdische Biomasse. Dies könnte auf eine gedrungener Baumform zurückzuführen sein, da die Stichproben im nördlichen Verbreitungsgebiet (Schweden) der Buche erhoben wurden.

Sowohl die Funktionen von HOCHBICHLER (2002), als auch CIENCIALA ET AL. (2005) zeigen mit steigenden Durchmesser eine Annäherung an die hier entwickelten Funktionen, da bei beiden eine leicht niedrigere Summe im Exponent für den Durchmesser und die Höhe geschätzt wurde (2,78 HOCHBICHLER (2002), 2,82 CIENCIALA



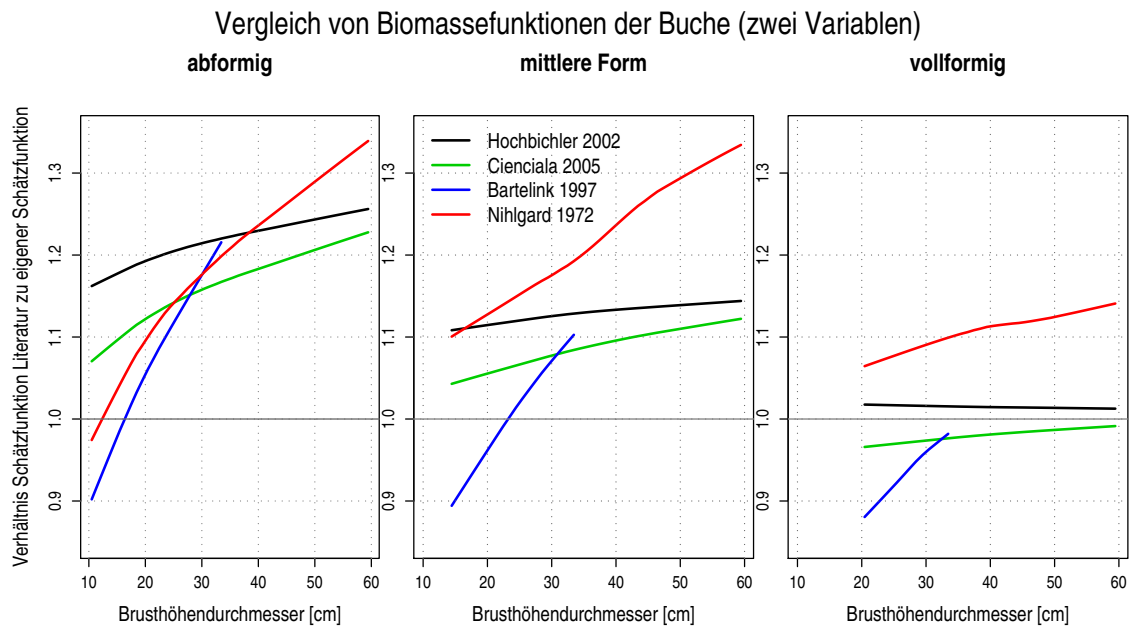


**Abbildung 4.2:** Vergleich von Biomassefunktionen der Buche mit zwei unabhängigen Variablen (Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe). Die Funktionen aus der Literatur wurden auf die Brusthöhendurchmesser und Baumhöhen Werte der Mittelwertbäume (Abschnitt 2.1.2) der BWI angewandt. Die Schätzergebnisse dieser Funktionen wurden zu der eigenen Funktion ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2}$ , siehe Tabelle 7.2) ins Verhältnis gesetzt und durch einen lokal gewichteten Regressionsspline ausgeglichen.

ET AL. (2005), und 2,88 der hier entwickelten Funktion). Im Unterschied dazu liegt die Summe der Exponenten bei BARTELINK (1997) mit 2,94 am höchsten und liegt damit schon an der Grenze des theoretischen Rahmens. Dementsprechend zeigt der Verlauf dieser Kurve ein starkes ansteigen über dem Brusthöhendurchmesser.

Zuletzt wird ein Vergleich der um die Schaftformabhängigkeit erweiterten Modelle bei der Buche gezeigt ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} h^{\hat{\beta}_4}$ , siehe Tabelle 7.2). Daher sind in Abbildung 4.3 drei Kurven für die drei Quantile des unechten Formquotienten dargestellt. Es fällt auf, dass die Abweichungen bei mittlerer Formigkeit der Funktion speziell bei NIHLGARD (1972) noch größer werden als zuvor ohne die Schaftformabhängigkeit. Tatsächlich liegen die geschätzten Exponenten niedriger als zuvor, was die stärkere Abweichung erklärt. Dafür zeigt die Annahme von vollformigen Bäumen eine deutlich bessere Annäherung. Diese Kurve verläuft über dem gesamten Bereich des Brusthöhendurchmessers fast waagrecht.

Die Funktionen von HOCHBICHLER (2002) und CIENCIALA ET AL. (2005) sind bei vollformiger Annahme fast identisch (mit leichter Annäherung bei steigendem Brusthöhendurchmesser). Nimmt man an, dass die hier entwickelte Biomassefunktion stimmt, hieße das, dass die Stichprobenbäume dieser Studien vollformige Buchen waren. Problematisch bleibt der Vergleich mit der Funktion von BARTELINK (1997), die gezeigten Tendenzen können nicht mit einem möglichen Formigkeitsunterschied erklärt werden.



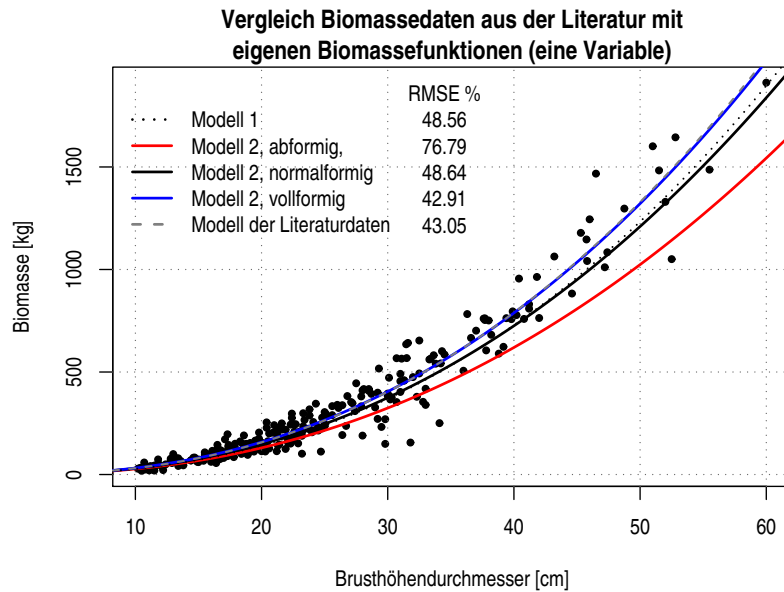
**Abbildung 4.3:** Vergleich von Biomassefunktionen der Buche mit zwei unabhängigen Variablen (Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe) und Schaftformabhängigkeit. Die Funktionen aus der Literatur wurden auf die Brusthöhendurchmesser- und Baumhöhenwerte der Mittelwertbäume (Abschnitt 2.1.2) der BWI angewandt. Die Schätzergebnisse dieser Funktionen wurden zu der eigenen Funktion ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3 h^{\hat{\beta}_4}$ , siehe Tabelle 7.2) ins Verhältnis gesetzt und durch einen lokal gewichteten Regressionsspline ausgeglichen.

## Fichte

Im Unterschied zur Buche liegen bei der Fichte die Originaldaten der Veröffentlichungen vor, mit denen die hier entwickelten Biomassefunktionen verglichen werden können (Abschnitt 2.1.4). Zudem lässt sich aus diesen Daten ein zusätzliches Vergleichsmodell erstellen, das den eigenen Funktionen gegenübergestellt wird.

In Abbildung 4.4 sind die Biomassedaten aus der Literatur für die Fichte dargestellt. Die daraus berechnete Mittelwertskurve (grau gestrichelt) hat einen sehr plausiblen Verlauf. Dennoch zeigt die blaue Kurve, die den Erwartungswert für vollformige Bäume aus dem künstlichen Datensatz der Mittelwertbäume der Bundeswaldinventur darstellt (Modell 2 in Tabelle 3.8), eine bessere Anpassung bezüglich der Abstandsquadratur, da der  $RMSE\%$  kleiner ist.

Dies erstaunt zunächst, da doch bei der Parameterschätzung die Abstandsquadratur minimiert werden und daher auch der RMSE für das Modell am niedrigsten sein sollte, mit dessen Daten er berechnet wurde. Hier verursacht die Varianzannahme (steigende Varianz mit dem Schätzwert), die auch bei der Berechnung des Vergleichsmodell verwendet wurde, dass die Abstandsquadratur nicht gleich gewichtet minimiert werden (im Unterschied zum RMSE, der jeden Abstand gleich gewichtet). So kann eine durch unabhängige Daten hergeleitete Schätzfunktion sogar



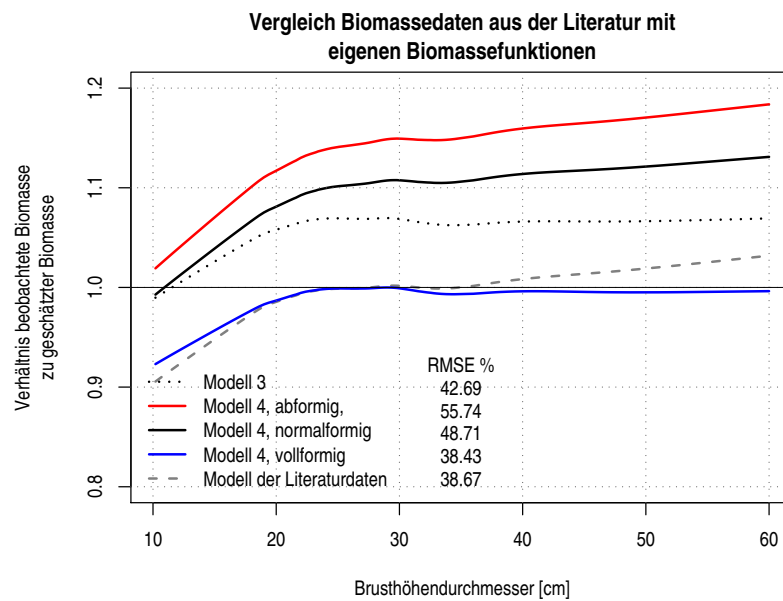
**Abbildung 4.4:** Biomassedaten aus der Literatur (Beschreibung in Abschnitt 2.3) und der einfachen allometrischen Biomassefunktion für die Fichte. Das Modell der Literaturdaten wurde aufgrund des hier gezeigten Datensatzes berechnet, während die anderen Modelle auf dem künstlichen Datensatz den Mittelwertbäumen der BWI beruhen und in Tabelle 3.8 beschrieben sind.

geringere Abstandskquadrate zu diesem Datensatz aufweisen.

Insgesamt zeigt sich zwar eine gute Anpassung der hier entwickelten Modelle auf einen fremden Datensatz, unter der Annahme vollformiger Bäume sogar einer sehr guten Übereinstimmung, dennoch zeigt das Modell 1 ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1}$ ) ohne Schaftformabhängigkeit, als auch das Modell 2 ( $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3}$ , Tabelle 7.2) für mittelformige Bäume, eine leichte Unterschätzung im Vergleich zu den Biomassebeobachtungen aus der Literatur. Möglicherweise kann das durch die Verwendung einer zu geringen Raumdichte bedingt sein, oder die Studien entstammen tatsächlich überwiegend vollformigen Beständen. Beide Erklärungsansätze können aber mit den vorliegenden Informationen nicht geklärt werden.

Für den Vergleich der Biomassefunktionen mit zwei unabhängigen Variablen wird das Verhältnis der *Beobachtungen* zu den *Schätzfunktionen* über dem Brusthöhendurchmesser aufgezeigt. Auch dieses Verhältnis wurde durch einen lokal gewichteten Regressionsspline ausgeglichen. Wie in Abbildung 4.5 zu erkennen ist, zeigt die blaue Kurve (Modell 4,  $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} h^{\hat{\beta}_4}$ , vollformige Bäume) eine bessere Anpassung, als das Modell, welches direkt auf den Literaturdaten aufbaut. Auch der *RMSE%* zeigt geringere Abstandskquadrate an.

Eine leichte Unterschätzung der Biomasse kann in der schwarz gepunkteten Kurve (Modell 3,  $B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2}$ ) erkannt werden, sie bleibt aber über dem größten Teil des Durchmesserbereichs konstant. Hier zeigt sich, dass die Biomassefunktionen entweder leicht unterschätzen, oder in den Literaturdaten vollformigere Bäume



**Abbildung 4.5:** Vergleich Biomassendaten aus der Literatur und Biomassefunktionen mit zwei unabhängigen Variablen für die Fichte. Modell 3 und 4 sind in Tabelle 3.8 beschrieben. Das Modell der Literaturdaten entspricht Modell 3, im Unterschied dazu wurden die Parameter aber aus den Literaturdaten abgeleitet. Die Linien stellen einen lokal gewichteter Regressionsspline des Verhältnisses zwischen beobachteter und geschätzter Biomasse über dem Brusthöhendurchmesser dar.

enthalten sind.

### Zusammenfassung des Vergleichs zwischen den Biomassefunktionen bzw. Biomassendaten aus der Literatur mit den hier verwendeten Funktionen

Die Vergleiche mit anderen Biomassestudien (Buche) und auch mit Biomassendaten (Fichte) erbrachte zwar leichte Abweichungen für die Funktionen mit mittleren Schaftformen. Die Abweichungen können aber mit der Schaftformabhängigkeit ausgeglichen werden, da unterstellt vollformige Verhältnisse sehr gut über dem gesamten Brusthöhendurchmesser mit den publizierten Funktionen übereinstimmen.

Da die regionalen Biomassestudien nicht immer zweifelsfrei auf andere Verhältnisse übertragbar sind, können die hier entwickelten Biomassefunktionen innerhalb deutscher Waldgebiete gut eingesetzt werden, auch wenn sie nicht auf Biomasseerhebungen beruhen. Ein Prognosefehler kann für die hier entwickelten Biomassefunktionen aber nicht geliefert werden, da als Eingangsgröße schon gemittelte Werte eingeflossen sind (Tabellen von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952), für die keine Varianz bekannt ist).

Bei einem Teil der Baumarten (Fichte, Lärche, Kiefer und Birke) zeigte sich, dass Modelltyp 2 (unterschiedliche Exponentenschätzungen für drei Quantile des unechten Formquotienten) bessere Modelle ergab, als Modelltyp 3. Für diese Baumarten

gilt also, dass die Unterschiede in der Schaftform die auftretende Varianz besser erklären können, als die zusätzliche Variable Baumhöhe. Das beste Modell für alle Baumarten beinhaltet die Baumhöhe und drei Exponenten für die drei Quantile des unechten Formquotienten. Daher gilt unter der Annahme konstanter Raumdichte, dass die Schaftform, nach der Einbeziehung von Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe einen deutlichen Einfluss auf die Biomasseschätzung hat. Da üblicherweise in Biomassestudien die Schaftform nicht erfasst wird (da sie in den Studien keine weitere erklärende Variable ist oder nicht gemessen wurde), kann dieser Zusammenhang anhand der vorliegenden Studien nicht überprüft werden.

Möglicherweise bieten andere Variablen (Kronenlänge oder innere Eigenschaften wie das Alter) bessere Erklärungen der restlichen Varianz als die Schaftform. Dieser Zusammenhang kann aber nur über entsprechende Messwerte, die ein weites Spektrum an unterschiedlichen Ausprägungen dieser Variablen aufweisen müssten, gezeigt werden.

Zumindest für die Fichte konnte mit der Biomassefunktion von WIRTH ET AL. (2004b) gezeigt werden, dass neben dem Brusthöhendurchmesser und der Baumhöhe noch weitere Variablen (Alter, Höhenbonität, Kronenlänge) einen signifikanten Einfluss auf die Schätzung von Kompartimenten der Biomasse haben. Dies konnte nur erreicht werden, indem die Originaldaten zu Biomassestudien aus ganz Mitteleuropa zusammengetragen wurden. Der Aufwand der hier betrieben werden muss, ist nicht unerheblich, schließlich wurden 688 Einzelbaumbereobachtungen aus 102 unterschiedlichen Beständen, von 19 verschiedenen Autoren, zusammengetragen.

#### 4.1.2 Annahmen zur Varianz in Biomasseschätzungen

Der allometrische Zusammenhang wird oft benutzt, um eine funktional begründete Parameterschätzung zu erhalten. In früheren Studien wurde dieser Zusammenhang logarithmiert, um eine KQ-Schätzung für den linearen Zusammenhang herzustellen. Im transformierten Zustand ist der angenommene Fehler über den Wertebereich homoskedastisch. Dies gilt aber nicht für die Originalskala. Verwendet man das Modell auf der Originalskala, ist der Fehlerterm multiplikativ, was bei Abweichungen im Randbereichen zu einem starken Einfluss auf die Parameterschätzung führt. Bei der Extrapolation dieses Zusammenhangs kann dies zu deutlichen Abweichungen vom wahren Wert führen.

Man kann annehmen, dass das Problem der Extrapolation bei der nichtlinearen Regression weniger stark ist, da ein physiologisch begründetes und deshalb gut übertragbares Modell unterstellt wird. Zur Schätzung nichtlinearer Zusammenhänge wird eine Minimierung der Abweichungsquadrate auf der Originalskala vorgenommen. Dabei wird üblicherweise angenommen, dass die Varianz konstant über dem Wertebereich ist. Diese Annahme konnte in allen Biomassestudien, in denen eine nichtlineare Regression durchgeführt wurde, gefunden werden (BARTELINK, 1996, 1997; SANTA REGINA ET AL., 1997; JOHANSSON, 1999; GROTE ET AL., 2003; JOOSTEN ET AL., 2004; NEUMANN & JANDL, 2005; CIENCIALA ET AL., 2005; SNORRASON & EINARSSON, 2006; MUUKKONEN, 2007). Durch die Darstellung der

Residuen über dem Vorhersagewert könnte die Konstanz der Varianz gut überprüft werden.

Tatsächlich steigen aber die Messfehler mit der Größe der Beobachtung. Deswegen sollte bei der nichtlinearen Regression in Biomassestudien eine steigende Varianz mit dem Schätzwert unterstellt werden. Dieses Verfahren sollte zu besseren Schätzergebnissen führen, die wahrscheinlich den alten Schätzwerten überlegen sind. Für die Buche wurden solche Parameterschätzungen durchgeführt und in Abbildung 2.6 dargestellt.

## 4.2 Totholzabbaumodell

Bei der Modellierung des Totholzabbaus wurde eine zeitlich konstante Abbaurrate unterstellt. Die Modelle führen dann zu einer Schiefelage in den Residuen, wenn zusätzlich angenommen wird, dass zum Anfangszeitpunkt kein Abbau stattgefunden haben darf. Deutliche bessere Modellanpassungen werden aber durch eine zusätzliche Schätzung des Anfangswertes erreicht, die Residuen zeigen damit eine Normalverteilung (Abbildung 3.2). Die Interpretation dieses Wertes ist aber schwierig, da zu Beginn des Totholzabbaus eigentlich kein Abbau stattgefunden haben kann. Bei manchen Beobachtungen findet in der Anfangsphase gar kein Abbau statt, da offensichtlich eine Besiedlung durch abbauende Organismen Zeit in Anspruch nimmt (KAHL, 2003). Bei anderen Beobachtungen wiederum ist schon im ersten Jahr bereits über 10% Masse (oder Dichte) abgebaut. Neben diesem nachvollziehbaren Unterschied zu Beginn des Abbaus liegt ein weiteres Problem offensichtlich in der genauen Bestimmung des tatsächlichen Einsetzens des Totholzabbaus. Dieser Zeitpunkt ist mit einer gewissen Unschärfe behaftet, die besonders beim Vergleich verschiedener Studien auffällig wird. Vereinfachend könnte man daher den geschätzten Anfangswert in Höhe von 89,9% so interpretieren, dass zum Zeitpunkt des von den Studien gesetzten Beginns 10,1% vom Anfangsmaterial bereits abgebaut worden sind.

YIN (1999) formulierte einen zeitlich nicht konstanten Abbauprozess mit einem vergleichbaren Datensatz, ebenfalls in einer Metaanalyse. Aus mehreren Gründen wurde von ein solcher Abbauprozess nicht verwendet. Zum einen müssten zur Berechnung des Anfangswertes der zeitliche Verlauf der Nachlieferungen bekannt sein. Tatsächlich ist die Nachlieferung aber nur als Mittelwert über den Zeitraum der Bundeswaldinventuren darstellbar. D.h. für die die Anfangswertberechnung müssten bestandestypische Nachlieferungen von Totholz modelliert werden, die zum einen sehr aufwändig, zum anderen aber zu neuen Annahmen führen würden. Würde man diese modellierten Anfangsvorräte verwenden, kann man auch nicht sicher ausschließen, dass die anschließende Nachlieferung durch das Prognosemodell zu einem Artefakt (einer unter- oder Überschätzung der Vorratsveränderung) führt. Ein weiterer Grund gegen die zeitlich nicht konstanten Abbaurrate liegt in der deutlich erschwerten Modellierung. Mit den vorliegenden Daten ist es nicht gelungen, ein sigmoidales Modell ohne Konvergenzschwierigkeiten zu schätzen. Auch ein doppel-

oder dreifach exponentielles Modell führte nicht zu einer stabilen Parameteranpassung.

Die zeitlich konstante Abbaurate konnte regressionsanalytisch durch andere Kovariablen gut erklärt werden. Es wurden nur Variablen zugelassen, die auch einen physiologisch begründbaren Zusammenhang zum Abbauprozess herstellen können. Zur einen Gruppe gehören klimatische Variablen, wie die mittlere Julitemperatur und die Niederschlagssumme im Juli. Aber auch baumartenbezogene Variablen, wie die Unterscheidung in Nadel- und Laubbäume und der mittlere Durchmesser der Totholzstücke zeigen einen signifikanten Einfluss auf die Abbaurate.

Das hierarchische Modell liefert eine bessere Abbildung des mittleren Abbaus (der Gesamtpopulation), da die Gruppenstärken der unterschiedlichen Baumarten gewichtet und die 43 Baumarten berücksichtigt werden können. Das Modell ist dem vorherigen in allen statistischen Kennwerten überlegen (*LRT*-Test, *AIC*, Modellfehler). Sowohl für die Buche (*Fagus sylvatica*), als auch für die Fichte (*Picea abies*), zeigt sich in Abbildung 3.3, dass das hierarchische Modell mit zufälligen Effekten den Median der Residuen fast genau auf Null zentriert, was eine unverzerrte Mittelwertschätzung bedeutet. Dies steht im Unterschied zum Modell mit fixen Effekten, bei dem für beide Baumarten eine Verzerrung im Residuenplot zu erkennen ist.

Die statistischen Vorteile liegen klar auf der Seite des hierarchischen Modells. Dafür muss dann von dem gut begründeten - und physiologisch nachvollziehbaren Zusammenhang - zwischen der Niederschlagssumme (über dem Januar, Juli oder dem Jahr) und dem Voranschreiten des Abbaus Abstand genommen werden. Zumindest können diese Variablen dann keinen signifikanten Beitrag mehr zur Erklärung des Modells erbringen.

Eine Einbeziehung anderer zufälliger Effekte (untersucht wurde der Studienort) konnte keine weitere Verbesserung des Modells erbringen. Ohne den zufälligen Effekt auf Bauebene konnte der Studienort zwar eine signifikante Verbesserung des Modells mit fixen Effekten erbringen, dafür müssen dann aber alle klimatischen Variablen, die mit dem Studienort zusammenhängen, aus dem Modell wieder entfernt werden. Es wurde aber als besser erachtet, die Effekte, welche als feste, physiologisch begründete Parameter quantifiziert werden können, im Modell zu belassen, anstatt sie als eine zufällige Abweichung bezüglich des Studienortes zu betrachten.

Insgesamt ist die Erstellungen eines allgemeinen Totholzabbaumodells mit einer einfach zu berechnenden Abbaurate ein großer Vorteil gegenüber der Alternative, lediglich zwei aus Deutschland bekannte Studien zur Fichte (*Picea abies* (L.) Karst. und Buche (*Fagus Sylvatica* (L.)) (KAHL, 2003; MÜLLER USING, 2005) zum Totholzabbau heranzuziehen. Zwar muss man annehmen, dass sich der Abbauprozess in den unterschiedlichen Ökosystemen (neun Studien aus Europa, 30 Studien aus Nordamerika) durchaus anders verhält, man kann jedoch annehmen, dass dieser Prozess sowohl von physikalischen Umweltbedingungen, als auch von baumartenspezifischen Merkmalen geprägt ist. Durch die Verwendung des hierarchischen Modells ist man weiterhin in der Lage, den Effekt auf der Bauebene zu quantifizieren, für den jedoch keine expliziten Parameter geschätzt werden müssen. Mit den wenigen Totholzbeobachtungen wird durch die geringen Anzahl von Parameter effektiv

umgegangen, das Modell verwendet die wenigen Freiheitsgrade sehr sparsam. Da die Baumarten auch aus unterschiedlichen Ökosystemen stammen, kann man unter dem Zufallseffekt des Modells auch mögliche (mit den bestehenden Daten nicht näher zu bestimmende) Effekte subsumieren, wie sie sich aus der Unterschiedlichkeit der Ökosysteme ergibt.

## 4.3 Prognosemodell

### 4.3.1 Parameterschätzung

Es wurden zwei Verfahren zur Schätzung der Parameter verwendet. Das erste wird als einfache Verhältnisschätzung bezeichnet und meint die lineare Interpolation des Zuwachses auf zwei Jahre. Danach wird das Verhältnis zwischen den Bäumen, die einen Übergang zur nächsten Durchmesserklasse geschafft haben, zur gesamten Anzahl von Bäumen einer Durchmesserklasse gebildet.

Bei der Parameterschätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate (KQ) werden die Abstandsquadrate zwischen der vorhergesagten und tatsächlichen Verteilungen berechnet, wobei alle Gleichungen zusammen betrachtet werden. Das erste Verfahren entspricht der Methode I nach MICHIE & BUONGIORNO (1984). Entspricht das Prognoseintervall nicht dem Aufnahmeintervall, so schlagen die Autoren eine lineare Extra- bzw. Interpolation des Durchmesserzuwachses vor (MICHIE & BUONGIORNO, 1984, S. 129). Die Methode wird von den Autoren als eine unverzerrte Schätzung der Parameter des Stärkeklassenmodells bezeichnet; tatsächlich gilt dies aber nur für die Schätzung der Parameter, wenn die Prognoseschritte den Aufnahmeintervallen entsprechen. Für die hier verwendeten sehr langen Aufnahmeintervalle von 14,3 Jahren und den Prognoseschritten von zwei Jahren führt die Interpolation des Zuwachses zu einer starken Verzerrung der Parameter, sodass diese nicht verwendet werden können. Die Anwendung der Kleinst-Quadrate-Methode lieferte Parameter die gegenüber der intuitiven einfachen Verhältnisschätzung deutlich überlegen sind.

Dennoch zeigten die KQ-Methode geschätzten Wahrscheinlichkeiten leicht un-plausible Verläufe, sodass diese geglättet wurden. Die Unterschiede zwischen den simultan geschätzten und geglätteten Parametern wurden getestet, indem für die beiden Modelle ihr neues Gleichgewicht ( $t \rightarrow \infty$ ) verglichen wurde. Diese Verteilungen zeigen keine statistisch nachweisbaren Unterschiede.

Das Stärkeklassenmodell unterscheidet sich strukturell sehr deutlich von waldbaulichen Wachstumssimulatoren (SILVA, BWinPro, aber auch WEHAM), bei denen der Bestand bzw. der Inventurpunkt die Betrachtungsebene darstellt. Würde man das Stärkeklassenmodell ebenfalls auf (ungleichaltrige) Bestände anwenden, wäre es bei entsprechender Datenverfügbarkeit möglich, den Durchmesserzuwachs von der Eingriffsstärke abhängig zu machen (BUONGIORNO ET AL., 1995). In der abstrakten Form über alle Waldbestände einer Region hinweg wurde diese Abhängigkeit aber nicht betrachtet.



Eine von der Eingriffsstärke abhängige Modellierung des Durchmesserzuwachses (ausgedrückt in den Übergangswahrscheinlichkeiten) ist mit den Bundeswaldinventurdaten nur bedingt zu bewerkstelligen. Dieser Zusammenhang zeigte für die Baumartengruppe FiTaDgl keine statistische Signifikanz. Das liegt zum einen daran, dass die Konkurrenz an den Stichprobenpunkten nur unzureichend erfasst wird (bei einer Winkelzählprobe mit dem Faktor vier, werden auch viele Bäume direkter Nachbarschaft zu den Erfassten nicht aufgenommen). Zum anderen ist der Zeitraum, innerhalb dessen eine Reaktion des Zuwachses überhaupt erkannt werden kann, sehr lang (die mittlere Periodenlänge beträgt 14,3 Jahre). Die beobachteten Durchmesserzuwächse sind von vielen Faktoren abhängig; nur ein kleiner Anteil der Varianz geht tatsächlich auf die Eingriffsstärke zurück.

### 4.3.2 Vergleich mit Altersklassenmodellen

Das Stärkeklassenmodell bildet den Zuwachs, die Nutzung und den Einwuchs als drei wesentliche Eigenschaften des Wirtschaftswaldes ab, indem Anteile einer nach Stärkeklassen gegliederten Stammzahlverteilung verschoben bzw. entnommen werden. Es wird also davon ausgegangen, dass der Durchmesser eines Baumes die zentrale Größe in dessen Entwicklung darstellt. Der Durchmesser wird dann zugleich ein Repräsentant der Kohlenstoffspeicherung und des potentiellen Erntevolumens. Dies steht im Unterschied zu Altersklassenmodellen, bei denen Flächenanteile über Altersklassen abgebildet werden. Prognosen führen dann dazu, dass die Flächenanteile verschoben werden. Ein wesentliches Element dieser Modelle ist daher die Umtriebszeit, also der Zeitpunkt, zudem eine Fläche geerntet und anschließend neu bestockt wird. Die damit einhergehend Annahme ist, dass Bestände nach einem zeitlich determinierten Behandlungskonzept bewirtschaftet werden.

Mit den Modellen ForCabSim von ROHNER & BÖSWALD (2001) und FORMICA von BÖTTCHER (2007) wurden ebenfalls Prognosen der C-Vorräte in Deutschland durchgeführt. Bei beiden Modellen war der Ausgangspunkt die Altersklassenverteilung zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur<sup>2</sup>. Bei beiden Modellen wurde der Zuwachs und die Durchforstung aus Ertragstafeln entnommen.

Mit FORMICA wird für Gesamtdeutschland eine mittlere C-Senkenstärke (in der lebenden Biomasse) im Jahr 1990 von 0,3 tC/ha/a berechnet. Dieser Wert sinkt stetig auf 0,1 tC/ha/a für das Jahr 2050 (Abb. 32, BÖTTCHER, 2007). Im Unterschied dazu erreicht das Modell ForCabSim mit dem Fortschreiben des „normalen“ Ernteverhaltens eine Senkenleistung für die alten Bundesländer als Mittelwert für die Jahre 1990-2010 in Höhe von 0,66 tC/ha/a (Tab. 8, ROHNER & BÖSWALD, 2001).

Schließlich wurden für diesen Zeitraum auch offizielle Zahlen im Nationalen Treibhausgasbericht angegeben. Hier müssen die Berichte von vor 2005 von den neueren getrennt werden, da die alten Berichte auf der Bundeswaldinventur 1 und Ertragstafeln sowie Einschlagsstatistiken beruhen, in den neuen Berichten jedoch die C-

<sup>2</sup>Die Anfangsverteilung für das Modell FORMICA ist die „European Forest Resource Database“, welche eine Sammlung europäischer Waldinventurdaten mit einem Referenzjahr von 1990 darstellt.

Vorratsveränderung zwischen den beiden Inventuren berechnet werden konnte. Für die Zeit vor 2005 wurde eine Senkenstärke von 0,9 tC/ha/a angegeben, der Vorratesvergleich aufgrund der Bundeswaldinventur ergibt aber 1,52 tC/ha/a (UBA, 2006).

In Bezug auf den Nationalen Treibhausgasbericht können die Unterschiede zu den Modellen erklärt werden, denn dort wird die Einschlagsstatistik ZMP (2006) verwendet. Da aber die Nutzungsmengen, die aus den Ertragstafeln stammen offensichtlich unter dem realen Einschlag liegen, führt das dazu, dass beide Modelle eine Unterschätzung der Senkenstärke prognostizieren.

Es bleibt aber ein großer Unterschied in der Nettosenkenleistung zwischen den beiden Modelle FORMICA und ForCabSim bestehen. In FORMICA werden z.B. andere Biomasseexpansionsfaktoren, die auf den Biomassefunktionen von WIRTH ET AL. (2004b) beruhen, angewandt. Dieser Unterschied kann aber nur einen sehr kleinen Teil der Abweichung erklären, da er sich nicht so stark auf die Vorratsveränderung, sondern auf den Vorrat selbst auswirkt. Weiterhin wird in FORMICA der Zuwachs der Ertragstafeln nochmal zusätzlich durch einen modellgestützten Ansatz ausgeglichen, entsprechend könnten hier auch Modellfehler vorliegen. Schließlich wird in FORMICA eine Einteilung in nur vier Waldtypen vorgenommen, ForCabSim unterscheidet neun verschiedene Baumartengruppen.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die C-Senkenstärke der lebenden Biomasse in Deutschland rückblickend für das Jahr 1990 sehr unterschiedlich geschätzt wird und die Werte mit 0,3 und 1,52 tC/ha/a weit auseinander liegen. Dieser Unterschied ist im wesentlichen ein Ergebnis falscher Einschätzungen des Zuwachses und der Nutzungen. Hier wird deutlich, wie sehr die Senkenstärke von der richtigen Darstellung dieser beiden Größen abhängt. Den Ergebnissen aus dem Vergleich der Bundeswaldinventurdaten ist dabei deutlich mehr Vertrauen zu schenken, da die gleichen Stichprobenpunkte wiederholt aufgenommen werden und die Veränderung daher sehr genau erfasst wird.

### 4.3.3 Umtriebszeiten und Gleichgewichtsverteilungen

In der Publikation von ROHNER & BÖSWALD (2001) wird eine Berechnung der Gleichgewichtsvorräte vorgenommen. Diese Gleichgewichte sind dann nur noch von der Erntestrategie abhängig, welche durch unterschiedliche Umtriebszeiten ausgedrückt wird. Die anfängliche Altersklassenverteilung spielt dann bei der Gleichgewichtsbetrachtung keine Rolle mehr. Um die optimale Umtriebszeit unter der Annahme einer C-Inwertsetzung der lebenden Biomasse zu berechnen bietet sich die Berechnung des Bodenertragswertes an. In den Studien von CREEDY & WURZBACHER (2000), TASSONE ET AL. (2004) und POHJOLA & VALSTA (2007) führt dabei die Inwertsetzung zu einer Verlängerung der optimalen Umtriebszeit. Eine Verlängerung der Umtriebszeit findet bei einer C-Inwertsetzung immer statt, da bei einer Ernte nur die Entnahme von Bäumen zu einer Bewertung führt, im Gegensatz zur C-Speicherung, die immer höhere Werte generiert, wenn nichts entnommen wird.

Die C-Inwertsetzung im hier entwickelten Prognosemodell bewirkt - wie bei der

Berechnung der optimalen Umtriebszeit auf Bestandesebene - das Hinauszögern des Erntezeitpunktes. In dieser Arbeit wird ein begrenzter Zeitraum von 30 Jahren mit Beginn der Bundeswaldinventur 2 betrachtet. Dabei wird eine in sich geschlossene Investitionsrechnung durchgeführt, die vom *momentanen* Zustand des Waldes ausgeht. Die Bestimmung einer optimalen Umtriebszeit hingegen startet in der Berechnung bei einer unbestockten Fläche und führt die Bewirtschaftung (gedanklich) in einer unendliche Reihe fort. Auch mit dem hier entwickelten Modell wären Gleichgewichtsbetrachtungen für ein gegebenes Erntestrategie möglich.

Die Frage, die hier mit dem Modell beantwortet werden soll, ist aber, ob es aus heutiger Sicht ökonomisch sinnvoll möglich ist, den deutschen Wald als eine temporäre Senke für Kohlenstoff zu verwenden und welche finanziellen Ernteeinbußen damit verbunden sind. Eine Betrachtung von theoretischen Gleichgewichten wurde daher nicht vorgenommen. Tatsächlich führt die Optimierung zu Durchmesserverteilungen, die von einem Gleichgewicht weit entfernt sein können (Abbildungen 3.8 und 3.11).

#### 4.3.4 Vergleich mit anderen Ansätzen der LP

Sowohl in den Arbeiten von HOEN & SOLBERG (1994), als auch von BACKÉUS ET AL. (2005) finden sich Ansätze, wie für eine Region Waldwachstumssimulatoren in Zusammenhang mit einer LP verwendet werden, um Aussagen über mögliche zusätzliche C-Speicherungen für gegebene Inwertsetzungen des Kohlenstoffs zu berechnen. Im Ergebnis werden dann die Ernteeinbußen (in dem Fall in Volumen) der gesamten Kohlenstoffspeicherung für diese Fläche gegenübergestellt. Einzelne Szenarien (Wertansätze für die zusätzliche Kohlenstoffspeicherung) bilden dann Punkte einer Produktionsmöglichkeitskurve.

Der wesentliche Unterschied besteht im Aufbau der Linearen Programmierung. HOEN & SOLBERG (1994) und BACKÉUS ET AL. (2005) benutzen existierende Waldwachstumssimulatoren, um die verschiedenen Möglichkeiten zukünftiger Waldbehandlungen an den einzelnen Inventurpunkten zu prognostizieren. Erst anschließend wird mithilfe der LP für jeden Punkt eine Behandlung ausgewählt, die unter den betrachteten Gesichtspunkten (Ernte und C-Speicherung) optimal ist. Damit bleiben sie auf einer sehr hohen Auflösung, die mit großer Wahrscheinlichkeit das tatsächliche waldbauliche Geschehen auf der Bestandesebene realitätsnah abbilden kann. Der Nachteil der sich durch diese Art der Modellierung ergibt, ist die sehr hohe Datenmenge, die eine effektive Analyse erschwert. So werden bei diesem Vorgehen a priori eine bestimmte Anzahl von Behandlungen durchgerechnet, ohne zu wissen, ob sich innerhalb der untersuchten Varianten die optimale Behandlung für den einzelnen Punkt befindet.

Da weiterhin für jeden Inventurpunkt eine Entscheidung über eine bestimmte Anzahl von möglichen Handlungsmöglichkeiten zu treffen ist, wird ein extrem großer Entscheidungsraum geöffnet. Für die 30.216 Stichprobenpunkte, die hier für das alte Bundesgebiet als Datengrundlage verwendet wurden, und angenommene 15 Behandlungsmöglichkeiten, sind für jeden Prognoseschritt fast eine halbe Million

Entscheidungsmöglichkeiten offen. Für jeden Weg müssten dann noch die Einzelbaumdaten mitgeführt werden, was zu einem entsprechenden Anschwellen des Datensatzes führt. Durch das Aufspüren von Redundanzen ist man in der Lage diese Anzahl wieder verkleinern, das setzt aber einen Ähnlichkeitsvergleich voraus (dazu müssten die Stichprobenpunkte der Bundeswaldinventur klassifiziert werden).

Da am Ende mit dieser Modellierung eine Produktionsmöglichkeitskurve für eine größere Region entwickelt wird, ist es naheliegend die geographische Information nicht zu verwenden und anstatt dessen ein einheitliches, leicht zu adaptierendes Gesamtmodell einzusetzen, welches, wie hier gezeigt, gleich eine Optimierung der Behandlungsoptionen bereitstellen kann.

Mit dem hier entwickelten Stärkeklassenmodell ist man in der Lage, die denkbaren Einflussgrößen auf das Entscheidungsfindungsproblem zwischen der Holzernte und der C-Speicherung zu untersuchen. Denn diese Variablen können direkt in der LP verwendet werden und verändern direkt das Ernteverhalten. Bei dem oben skizzierten Vorgehen ist dies nicht möglich, da die Optimierung *nach* der Modellierung des Waldwachstums erfolgt. Daher konnten in dieser Arbeit eine ganze Reihe von sonst gleichen Simulationsläufen für verschiedene Zinsforderungen des Bewirtschafters durchgerechnet und analysiert werden. Diese Flexibilität besitzt das Verfahren von BACKÉUS ET AL. (2005) nicht.

Dennoch ist die Vereinfachung des Waldwachstums und die Verdichtung des Waldbaus auf ein vergleichsweise einfaches Stärkeklassenmodell eine deutliche Einschränkung gegenüber der Realität. Mit diesem Modell ist es auch möglich waldbaulich sinnvolles Handeln zu verlassen. Z.B. ist die Fixierung auf eine feste Stammzahlentnahme in den ersten beiden Durchmesserklassen (Gleichung 2.39) zur Erhaltung einer Jungbestandspflege ein Bedingung, die über eine relative Entnahme von Stämme zu einer höheren Plausibilität führen würde. Durch die Formulierung dieser Restriktion in einer relativen Entnahme wird jedoch diese Restriktion nichtlinear.<sup>3</sup>

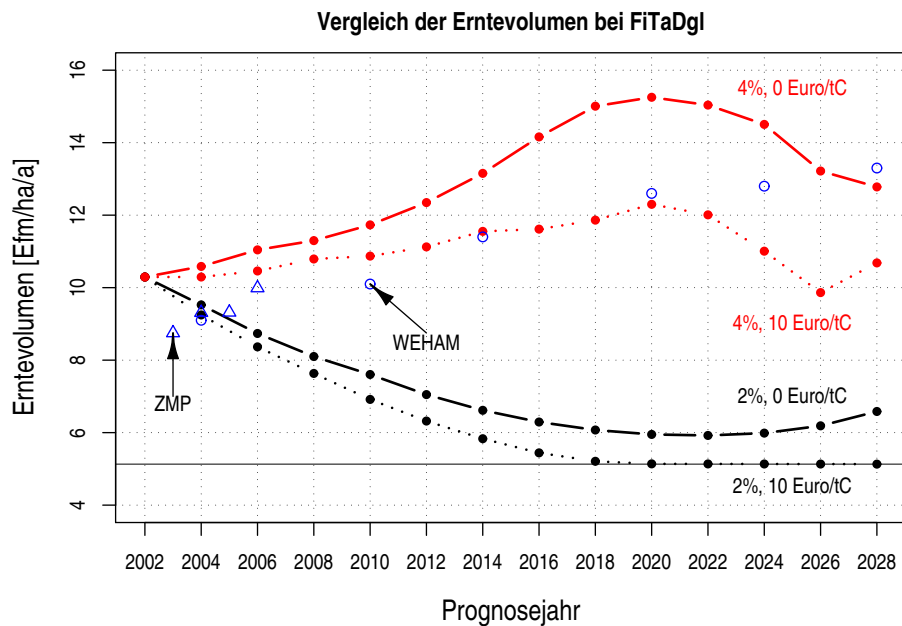
#### 4.3.5 Vergleich mit tatsächlichem Einschlag und prognostiziertem Einschlag nach WEHAM

Da das Prognosemodell im Jahr 2002 (Bundeswaldinventur 2) startet, können die bereits erfolgten Einschläge, die in den Holzeinschlagsstatistiken (ZMP, 2006) geführt werden, mit den prognostizierten verglichen werden. Grundsätzlich unterschätzt die Holzeinschlagsstatistik den Gesamteinschlag, wenn man als „wahren“ Wert den Einschlag der Bundeswaldinventur ansieht. Für die Jahre 1987-2002 weist die Holzeinschlagsstatistik nur 70% des Einschlags der Bundeswaldinventuren aus (BMELV, 2007).

Bei der Baumartengruppe FiTaDgl erkennt man in Abbildung 4.6, dass die tatsächlichen Einschlagsvolumen 88-90% des prognostizierten Einschlags der höchsten Zinsforderung ohne C-Inwertsetzung entsprechen. Da der „wahre“ Einschlag mit

---

<sup>3</sup>Durch den iterativen Aufbau führt das zu gebrochen rationalen Brüchen mit Exponenten, die der Anzahl der Prognoseschritte entsprechen.



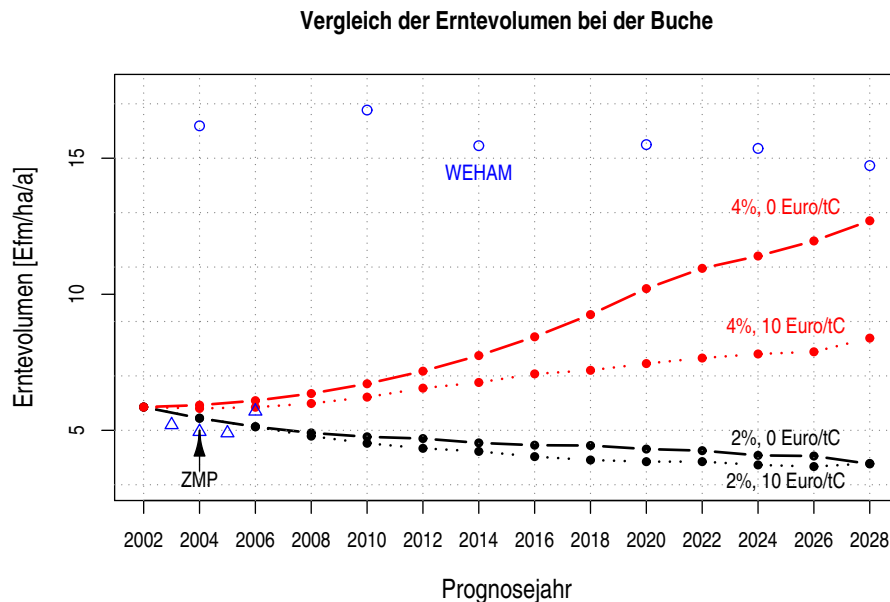
**Abbildung 4.6:** Prognostizierte Erntevolumen der Baumartengruppe FiTaDgl (Fichte, Tanne Douglasie) sowie Vergleich mit Holzeinschlagsstatistik (ZMP, 2006) und WEHAM (BMELV, 2007).

dieser Statistik unterschätzt wird, muss man davon ausgehen, dass dieser noch über das gezeigte Niveau mit einer Zinsforderung von 4% hinausgeht. Die gute Preisentwicklung für mittlere Sortimenten bei der Fichte und Tanne begründet wohl den starken Einschlag. Diese Entwicklung zeigt, dass sich die Klassifizierung der Waldbewirtschaftung zu unterschiedlichen Zinsforderungen wohl eher an den höheren Zinsen zu orientieren hat, als an den niedrigen, mit einem prognostizierten Rückgang des Einschlags.

Ein weiterer Vergleich ist mit dem Einschlag nach WEHAM (Bundesszenario für die alten Bundesländer, BMELV (2007)) möglich. WEHAM liefert einen Einschlag, der sich aus den waldbaulichen Vorstellungen zur Bewirtschaftung der Baumarten ergibt. Der Einschlag wird daher auch als ein *Potenzial* verstanden, das - im Unterschied zu dem hier verwendeten Prognosemodell - keinen finanziellen Anreiz berücksichtigt.

Daher liegt der Anfangswert des WEHAM-Einschlags unter dem tatsächlichen Einschlag der Fichte. Umgekehrt liegt die anfängliche Prognose mit dem Stärkeklassenmodell besser, da der vollzogene Einschlag der Bundeswaldinventur als Startwert verwendet wird (Abschnitt 3.4.2). Selbstverständlich kann auch durch entsprechende Veränderungen der Durchforstungseinstellungen in WEHAM ein sehr realistisches Einschlagsvolumen erreicht werden; dies ist aber nur durch die vorgegebene Information des tatsächlichen Einschlags von außen und einem iterativen Anpassen möglich.

Der vollzogene Einschlag bei der Buche liegt im Jahr 2003 bei 5,4 Efm/ha in der



**Abbildung 4.7:** Prognostizierte Erntevolumen der Buche sowie Vergleich mit Holzeinschlagsstatistik (ZMP, 2006) und WEHAM (BMELV, 2007).

ehemaligen BRD (ZMP, 2006), während das Einschlagspotenzial nach WEHAM bei 16,2 Efm/ha liegt (BMELV, 2007). Dieser tatsächlich niedrige Einschlag führt zu einer Anreicherung von Vorräten und damit auch der C-Speicherung der Buche, falls man die diese Bewirtschaftung fortführt (siehe Abbildung 3.11). Die hier gezeigten Szenarien führen erst zum Ende der Prognosen zu einem Einschlagsniveau, welches der Größenordnung des WEHAM-Potenzials entspricht.

Besonders bei der Buche wird deutlich, wie sehr sich der tatsächlich Einschlag von waldbaulichen Vorstellungen unterscheidet. Zu der grundsätzlichen Unterschiedlichkeit der Betrachtung der Holzernte können folgende Vorschläge gemacht werden:

- Zum einen lassen sich aus dem vollzogenen Einschlag und den Holzpreisen Zusammenhänge finden, die einen Teil des Einschlagverhaltens erklären können. Dieser Zusammenhang könnte in das Modell WEHAM implementiert werden. So ist z.B. in dem Modell EFISCEN (NABUURS ET AL., 2000) ein Einschlag komplett von außen durch die Marktsituation vorgegeben. Dies wird so realisiert, dass die höchsten Altersklassen abgeerntet werden, bis die Nachfrage befriedigt ist.
- Um umgekehrt mit dem hier entwickelten Prognosemodell eine stärkere waldbauliche Plausibilität zu erreichen, könnten die Einschlagsgrenzen aufgrund von anderen Waldwachstumsmodellen oder Ertragstafeln als Restriktion in der LP übernommen werden. Umgesetzt ist hier eine eine Schwankungsrestriktion (Gleichung 2.40), die aufgrund der Veränderungen des tatsächlichen Einschlags implementiert wurde.

### 4.3.6 Zinsforderung des Bewirtschafters

Die Prognosen des Holzeinschlags sind von vielen Annahmen über den Entscheidungsträger geprägt. In dieser Arbeit wird davon ausgegangen, dass sich zur Klassifizierung die Zinsforderung des Bewirtschafters eignet. Sie ist ein Maß für die Zeitpräferenz der Waldbewirtschaftung. Dieser Zins bezieht sich nur auf die Vermögenswerte des Holzvorrates. Nicht betrachtet wurden Flächenallgemeinkosten und Unterhaltungskosten von Forstbetrieben, da sich diese nicht auf die Optimierung auswirken, denn man kann davon ausgehen, dass diese Kosten eine fixe Größe darstellen.

Zur Entscheidung ob die Bäume besser heute als morgen geerntet werden, wird in diesem Modell der Erwartungswert bestimmt. Für größere Durchmesser ist ein höherer Nettoerlös zu erwarten, dafür muss auf die mögliche Einnahme heute verzichtet werden. D.h. die Entscheidung zur Ernte ist hier nur von der Zeitpräferenz abhängig (ausgedrückt in verschiedenen Zinsforderungen des Bewirtschafters), während bei Wachstumssimulatoren meist eine waldbauliche Zielvorstellung, die a priori gesetzt ist, als Entscheidungsgrundlage dient.

### 4.3.7 Verzinsung der C-Speicherung

Eine Veränderung des C-Vorrates kann durch ganz unterschiedliche zeitliche Verläufe realisiert werden. Der Speicher kann entweder heute oder zu einem Zeitpunkt in der Zukunft verändert werden. Am Ende kann dadurch zwar die gleiche Netto-senkenleistung erbracht werden, in der Zwischenzeit können sich aber die Kosten CO<sub>2</sub>-bedingter Schäden erhöht haben. Umgekehrt könnte die Gesellschaft in dieser Zeitspanne aber auch kostengünstigere und effizientere Methoden entwickelt haben, CO<sub>2</sub>-Emissionen zu vermeiden oder Kohlenstoff zu speichern. Daher spielt der zeitliche Verlauf der C-Speicherung eine wichtige Rolle und die damit einhergehenden Annahmen bezüglich der Entwicklung des technologischen Fortschritts und der Grenzkosten CO<sub>2</sub>-bedingter Schäden, sind die Schlüsselgrößen zur Bestimmung einer Verzinsung.

Eine hohe Zeitpräferenz der C-Speicherung bedeutet, dass Senkenprojekte mit unmittelbarer Wirkung höhere Werte erzielen (FEARNSIDE ET AL., 2000); im Gegensatz dazu würde eine niedrige Zeitpräferenz sehr langfristige Projekte, mit Wirkungen in der Zukunft bevorzugen.

In seiner theoretischen Analyse über den Zeitwert der C-Speicherungen kommt RICHARDS (1997) zu dem Schluss, dass der Zeitwert nur aus dem politischen Kontext heraus angenommen werden kann. Mit seinen Modellen konnte er zeigen, dass ein angemessener Zeitwert der C-Speicherung von der Entwicklung der Grenzkosten CO<sub>2</sub>-bedingter Schäden abhängt.

Mit seinem Modell konnte RICHARDS (1997) folgendes zeigen: Verhalten sich die Grenzkosten (CO<sub>2</sub>-bedingter Schäden) konstant über der Zeit, dann kann die C-Speicherung mit der „Social Discount Rate“ (im folgenden als SDR bezeichnet)<sup>4</sup>

<sup>4</sup>Der Begriff „Social Discount Rate“ ist im Deutschen nicht gebräuchlich, er bezeichnet den Zins-

diskontiert werden. Je schneller diese Grenzkosten steigen, umso weniger darf die zukünftige Emissionsreduktion diskontiert werden. Erst wenn die Grenzkosten mit einer Rate gleich zur SDR wachsen, ist es angemessen, die C-Speicherung nicht mehr zu verzinsen.

Auch FEARNSIDE ET AL. (2000) äußert sich zur Annahme, den temporären C-Speicher von Forstprojekten, nicht zu verzinsen und schreibt: „Nicht zu diskontieren ist tatsächlich nur ein spezieller Fall des Diskontierens, mit einem Zinssatz von Null“.

Die SDR, die innerhalb der Europäischen Union zur Kofinanzierung größerer Infrastrukturprojekte herangezogen wird liegt bei 3,5% (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2006). Daher wurde in dieser Arbeit ein Zinsfuß für die C-Speicherung ( $r_c$ ) in Höhe von 2% gewählt. Dieser Zinsfuß liegt im Bereich zwischen den beiden extremen Annahmen von 0% und 3,5% (entsprechend der SDR). Die Höhe des Zinses orientiert sich auch an einem Mittelwert aus einer Literaturstudie zu forstlichen Senkenprojekten von KOOTEN ET AL. (2004) (981, Studien mit einem Mittelwert 1,27, jedoch mit einigen Nullwerten).

In dieser Arbeit wird daher davon ausgegangen, dass die zukünftigen CO<sub>2</sub>-bedingten Schäden zunehmen werden, deren Zunahmerate aber bei einem moderaten Wert unterhalb von 3,5% liegt, da gleichzeitig davon ausgegangen werden kann, dass der technologische Fortschritt sowohl die Schäden abmildern kann, als auch in der Zukunft Techniken zur Verfügung stehen, die Emissionen bzw. Speicherungen von Kohlenstoff preisgünstig und effizient bewerkstelligen können. In der Zwischenzeit ist es aber angebracht, die Möglichkeiten, die *heute* technisch und kostengünstig möglich sind auszuloten. Die Waldbewirtschaftung als eine bekannte und mit wenigen, meist positiven, externen Effekten umsetzbare Technik könnte hier einen deutlichen Beitrag zur Speicherung von Kohlenstoff für eine begrenzte Zeit erbringen.

### 4.3.8 Totholz und Sturm

Eine Kritik an dieser Prognose ist die fehlende Betrachtung von Sturmereignissen auf die C-Speicherung im Wald. Tatsächlich sind in den Übergangs- und Entnahmewahrscheinlichkeiten des Stärkeklassenmodells aber zwei größere Sturmereignisse als Mittelwert abgebildet, da als Datengrundlage die Bundeswaldinventuren 1 und 2 verwendet wurde. Die Stürme Vivian und Wiebke (1990), sowie Lothar (1999) führten zu einem erhöhten Einschlag. Dieser wurde von in den Einschlagsstatistiken erfasst; deren Ausschläge sind im Anhang in Abbildung 7.1 dargestellt. Man erkennt, dass der Sturm Lothar zu einem Gesamteinschlag geführt hat, der dem heutigen Niveau fast entspricht. Lediglich Vivian und Wiebke (1999) verursachten eine einmalige Anhebung auf den (damaligen) doppelten Einschlag. Stürme verursachen also durchaus eine starke Anhebung des Einschlags, der prognostizierte Einschlag in diesem Modell kommt aber schon planmässig an die Größenordnung

---

satz, der angewandt wird, verschiedene öffentliche Infrastrukturprojekte (Autobahnausbau, Schulbau, Umweltprojekte) miteinander zu vergleichen.



des Sturms Lothar heran (siehe Abbildung 3.14). Um das Modell grundsätzlich aus dieser Sicht unrealistisch werden zu lassen, müssten also Stürme eintreten, die den Sturm Vivian und Wiebke sowie den „Jahrhundertsturm“ Lothar übertreffen.

Im Unterschied dazu betrachtete THÜRIG (2004) die Wirkung von Sturmereignissen in Schweizer Wäldern bezüglich der Veränderungen der C-Vorräte der lebenden Biomasse, dem Totholz, der Streu und dem Boden. Dies wurde erreicht indem Annahmen über die Sturmhäufigkeit und Intensität gemacht wurden. Als Waldwachstumssimulator wurde MASSIMO (BRASSEL & LISCHKE, 2001) verwendet, welches auf den Schweizer Waldinventuren beruht. Um die Abbauprozesse im Totholz, der Streu und dem Boden abzubilden wurde das einfach anzuwendende Bodenkohlenstoffmodell YASSO (LISKI ET AL., 2005) verwendet. Hierbei müssen dann vielfache Annahmen gemacht werden, so z.B. die Übertragbarkeit der Abbauraten sowie die relativen Anteile, die von einem chemisch abgrenzbaren Pool zum nächsten übergehen. Speziell diese relativen Anteile müssen kritisch gesehen werden, da diese nur für die Streu über kurze Zeiträume gemessen wurden (PALOSUO ET AL., 2005); die gleichen relativen Anteile werden aber auch für alle anderen Pools angenommen.

Trotz dieser vielen Annahmen die zu dieser Modellierung notwendig sind, können nur über solche Szenarienrechnungen die Effekte von Sturmereignissen bezüglich ihrer Intensität und Häufigkeit auf die C-Speicherung in Wäldern untersucht werden. In dem hier verwendeten Prognosemodell sind keine Annahmen über Sturmereignisse getroffen worden, die tatsächlich eingetreten Stürme sind aber in der normalen Ernte mit erfasst.

Betrachtet wurde aber dennoch der C-Vorrat im Totholz. Dazu wurde der Anfangswert des Totholzpool mit Hilfe eines künstliches Fließgleichgewicht hergeleitet. Um diesen Wert zu berechnen wird die Nachlieferung ins Verhältnis zur Abbaurate gesetzt. Die Abbaurate ergibt sich durch die Anwendung der Totholzabbaufunktion auf die Klimadaten an den Bundeswaldinventurpunkten.

Dies ist ein Vorteil gegenüber den Betrachtungen in BACKÉUS ET AL. (2006), denn dort wird mit einem C-Vorrat von Null begonnen und die Bewirtschaftung führt dann zu Nachlieferungen, die diesen Vorrat ansteigen lassen. Durch die Bewertung der C-Vorratsveränderung wird hier ein Artefakt bewertet (Abb. 4 und Gleichung 1, BACKÉUS ET AL., 2006). Die Autoren begründen das damit, dass kein gemessener Anfangsvorrat vorliegt.

Daher wurde in dieser Arbeit die Berechnung eines künstlichen Fließgleichgewichtes vorgezogen, auch wenn dieser Wert möglicherweise unrealistisch und niemals gemessen werden kann. Dadurch wird aber die C-Vorratsveränderung im Totholz richtig bewertet.

#### 4.3.9 Zusammenfassung der Prognoseergebnisse

Die Inwertsetzung der C-Speicherung im Wald könnte als eine technisch machbare und kostengünstige Variante zur temporären Speicherung von Kohlenstoff durchaus in Betracht gezogen werden. Berechnet man das theoretische Potenzial, zeigen die

Differenzen zwischen den Möglichkeiten innerhalb dieses Modells, dass Unterschiede allein in der lebenden Biomasse von bis zu 432 Mio. tC, oder 1.584 Mio. tCO<sub>2</sub> in einem Zeitraum von 30 Jahren für eine Waldfläche von 7,5 Mio. Hektar bedeuten können.

Geht man davon aus, dass die Bewirtschaftung von Heute (Abbildungen 3.10 und 3.13), einer Zinsforderung von 4% entspricht, würden über einen Zeitraum von 30 Jahren die C-Vorräte im Wald um 0,17 tC/ha/a zurückgehen. Setzt man den aus dem Kyoto-Prozess verhandelten CAP über diese Zeitspanne an, müssten die Nettospeicherung des Kohlenstoffs mit mehr als 5 €/tC bewertet werden, damit dieser CAP erfüllt wird. Fallen die Holzpreise auf das 0,85-fache des hier unterstellten Wertes, würden 2,5 €/tC ausreichen, steigen die Holzpreise jedoch, müssten 7,5 €/tC aufgebracht werden.

Für die Buche und die Baumartengruppe FiTaDgl stellt sich die Situation bei einer 4%-Zinsforderung jedoch anders dar. Bei der Buche können grundsätzlich höhere Einspeicherung erreicht werden, aber auch hier müssten über 5 €/tC aufgebracht werden, um den CAP zu erreichen, bei der Baumartengruppe FiTaDgl wären das über 10 €/tC.

# 5 Zusammenfassung

Die Arbeit ist in zwei Teile gegliedert. Im ersten Teil werden Grundlagenmodelle erarbeitet, die für den zweiten Teil, den Prognosen von Kohlenstoffvorräten der Wälder in Deutschland, gebraucht werden. Demgemäß steht im ersten Teil eine kausal begründete und statistische Analyse der Zusammenhänge im Vordergrund, während der Bereich der Prognosen von ökonomischen Überlegungen sowie Annahmen über deren Randbedingungen geprägt ist.

## 5.1 Volumenexpansionsfunktionen

Im Unterschied zu den Biomassefunktionen, die auf den einzelnen Baum angewandt werden, werden in vielen Modellen (z.B., ROHNER & BÖSWALD, 2001; SCHELHAAS ET AL., 2004; BÖTTCHER, 2007), aber auch in der „Guten Fachlichen Praxis“ (IPCC, 2003), die Volumeneinheiten (Vorratsfester pro Altersklasse) mithilfe von Biomasseexpansionsfaktoren (z.B., BURSCHEL ET AL., 1993; WIRTH ET AL., 2004a) in die Biomasse umgewandelt.

Einem ähnlichen, jedoch deutlich differenzierteren Ansatz wurde in dieser Arbeit gefolgt. Es wurden Volumenexpansionsfunktionen entwickelt, die das Derbholzvolumen des einzelnen Baumes zu dessen oberirdischen Gesamtbaumvolumen expandieren. Diese Funktionen benötigen zum einen die biometrischen Merkmale des Einzelbaumes, zum anderen das bekannte und gut untersuchte Derbholzvolumen (KUBLIN, 2003). Das Derbholzvolumen selbst ist abhängig von dem Brusthöhendurchmesser, der Baumhöhe und der Schaftform, die über die Messung eines zweiten oberen Durchmessers bestimmt werden kann.

Die Volumenexpansionsfunktionen basieren auf den „Massentafeln“<sup>1</sup> von GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952). Aus den Tafeln wurde für ein Wertepaar von Durchmessern, Baumhöhen und gegebenenfalls Altersklassen das Verhältnis zwischen Derbholzvolumen und Baumholzvolumen entnommen. Daraufhin wurde der Zusammenhang mit zwei verschiedenen Modelltypen untersucht. Zum einen wurde das Baumholzvolumen direkt als Zielgröße modelliert, zum anderen wurde das Verhältnis zwischen Derbholzvolumen zu Baumholzvolumen als Zielgröße aufgefasst. Im ersten Fall konnte mit nichtlinearer Regression eine parametrische Beschreibung des Zusammenhangs gefunden werden, im zweiten Fall wurden mithilfe von additiven Modelle z.T. nichtparametrische Zusammenhänge hergestellt. Die additiven Modelle zeigen eine bessere Flexibilität und erreichen dadurch eine bessere Anpas-

---

<sup>1</sup>gemeint sind Volumina, nicht Massen.

sung, führen aber bei der Anwendung im Extrapolationsbereich zu unplausiblen Werten.

Durch die funktionale Darstellung der Expansion erhält man gegenüber der Expansionsfaktoren eine deutlich flexiblere Anwendungsmöglichkeit. Da die Funktionen auf dem Derbholtzvolumen aufbauen, sind sie zudem von der Schaftform abhängig. Darüber hinaus können die Funktionen auch auf andere Fragestellungen übertragen werden, sie sind in der Form der direkten Baumholzschätzung für Extrapolationen anwendbar.

## 5.2 Biomassefunktionen

In einem weiteren Schritt wurde mithilfe der additiven Modelle in Verbindung mit dem Datenmaterial der Bundeswaldinventur allgemein gültige Biomassefunktionen entwickelt. Da das Expansionsverfahren in der mathematischen Beschreibung mit den Biomassefunktionen, die in der Literatur gefunden werden können, nicht vergleichbar ist, wurden die Funktionen auf einen vergleichbaren allometrischen, und damit physiologisch begründbaren, Zusammenhang gebracht.

Neben der Expansion zum Gesamtbaumvolumen ist zur Umrechnung in die Biomasse die Kenntnis der Raumdichte nötig. Mit dieser und dem oben genannten Verfahren können die oberirdischen Biomassen von Einzelbäumen geschätzt werden. Damit wurden zwei Ziele verfolgt:

Zum einen konnte über diesen Zusammenhang der Vergleich mit den üblichen Biomassefunktionen durchgeführt werden. Zum anderen konnten durch die Anwendung auf das Formenspektrum der Waldbäume in Deutschland „allgemein gültige“ Biomassefunktionen erstellt werden. Die Funktionen sind unter der Bedingung „allgemein gültig“, dass die mittlere Raumdichte und die Volumenexpansion unverzerrt (in Bezug auf die die Gesamtpopulation von Waldbäumen in Deutschland) sind. Um die mittlere Formigkeit der Waldbäume in Deutschland darzustellen, wurden aus dem Datensatz der Bundeswaldinventur künstliche Mittelwertbäume gebildet. Für acht Baumarten wurden anhand der Mittelwertbäume jeweils vier Gleichungstypen untersucht.

Die Ergebnisse zeigen, dass unter der Annahme vollformiger Bäume dieses Schätzverfahren sehr gut zu den Biomassefunktionen aus der Literatur (Buche), als auch zu Beobachtungen der Biomasse (Fichte) passt. Unter der Annahme mittelformiger Bäume führt die hier entwickelte Funktion zu einer Unterschätzung, die aber nahezu konstant über dem Brusthöhendurchmesser verläuft. Bei der Fichte konnte ein Vergleich mit gemessenen Biomassen von Bäumen durchgeführt werden, hier führen mittelformige Bäume ebenfalls zu einer Unterschätzung zwischen 0-12%, für die vollformige Annahme werden jedoch sehr geringe Abstände zu den Beobachtungen erreicht.

## 5.3 Totholzabbau

Innerhalb von Deutschland sind nur zwei Studien zum Abbau des Totholzes für die Buche (MÜLLER USING, 2005) und die Fichte (KAHL, 2003) bekannt. Aufgrund fehlender Beobachtungen wurde eine Metaanalyse zur Modellierung des Totholzabbaus durchgeführt. Ziel dieser Modellierung ist es, mittlere Abbauraten zu gewinnen, mit denen künstliche Anfangsvorräte im Totholzvorrat bestimmt und die Veränderungen zu diesem Anfangswert dargestellt werden können.

Als Zielgröße wurde der relative Anteil des verbleibenden Totholzes angesehen. Diese Größe wurde, differenziert für Baumarten und Durchmesserklassen, aus den Studien entnommen. Zwischen den Studien gibt es beträchtliche Unterschiede in der methodischen Erfassung des Totholzes sowie der geographischen Herkunft.

Da nach der Bildung eines multiplen Regressionsmodells in den Residuen noch systematische Abweichungen zwischen den Baumarten erkannt werden konnten, wurde das Modell zu einem hierarchischen (nichtlinearen) Modell erweitert. Dieses Modell ist dem multiplen Regressionsmodell in allen statistischen Kennwerten überlegen (*AIC*, *LRT*-Test) und erklärt 72,2% der Varianz.

In ihrem Einfluss auf den Totholzabbauprozess konnte die Unterscheidung zwischen Nadel- und Laubbaum, die mittlere Julitemperatur, die Zugehörigkeit zur Erfassung der Masse oder der Dichte, als auch der mittlere Durchmesser der Totholzstücke quantifiziert werden. Darüber hinaus konnte durch die Verwendung des hierarchischen Modellansatzes ein baumartenspezifischer Einfluss dargestellt werden.

## 5.4 Stärkeklassenmodell

Hintergrund zur Erstellung des Stärkeklassenmodells ist das Ziel, Prognosen der Kohlenstoffvorräte unter gleichzeitiger Betrachtung der Holzernte abbilden zu können. Das Modell sollte die wesentlichen Größen des Wirtschaftswaldes, den Zuwachs, die Entnahme und den Einwuchs erfassen können. Bei dem Stärkeklassenmodell wird mit den tatsächlich gemessenen Werten der Bundeswaldinventur gearbeitet, den Zuwächsen der Brusthöhendurchmesser. Da sich viele forstliche Größen, aber auch die Betrachtungen zum C-Vorrat in der lebenden Biomasse mit dem Brusthöhendurchmesser darstellen lassen, ist es naheliegend, ein Modell zu erstellen, das den Zustand des Waldes, seine Bewirtschaftung und den C-Vorrat der lebenden Biomasse auf den Brusthöhendurchmesser projiziert. Eine weitere wesentliche Eigenschaft des Modells ist die lineare Grundstruktur, die erst durch den iterativen Aufbau der Gleichungen zu einer nichtlinearen Darstellung des Waldwachstums gelangt. Damit ist die Möglichkeit gegeben, die Struktur in einer Linearen Programmierung zu implementieren.

Zur Schätzung der Parameter wurde eine einfache Verhältnisschätzung vorgenommen, die jedoch deutliche Verzerrungen zeigt. Daher wurde noch eine Kleinste-Quadrate-Schätzung angewandt. Dazu wurde die Stammzahlverteilung zum Zeit-

punkt der Bundeswaldinventur 1 mit einer Übergangsmatrix zum zweiten Zeitpunkt geschätzt. Der Abstand der geschätzten Verteilung zur tatsächlichen wurde quadriert. Danach werden Übergangswahrscheinlichkeiten gesucht, die diese Abstände minimieren.

Diese Übergangswahrscheinlichkeiten bilden die erste Verteilung auf die zweite Verteilung am besten ab, zeigen aber leicht unplausible Verläufe über dem Brusthöhendurchmesser; daher wurden sie anschließend mit einem Glättungsspline ausgeglichen.

Mit einem ähnlichen Verfahren wurden die Entnahmewahrscheinlichkeiten berechnet. Der Unterschied besteht darin, dass die gewichteten Stammzahlverteilungen herangezogen werden müssen und dass die zuvor hergeleiteten Übergangswahrscheinlichkeiten als feste Größe in die Hochrechnung der gewichteten Stammzahlen einfließen. Die Entnahmewahrscheinlichkeit diene in der nachfolgenden Prognose als Startwert, sodass sich zu Beginn der Prognose der mittlere Einschlag der Bundeswaldinventur einstellt.

### 5.5 Prognosen

Mit den Prognosen der Kohlenstoffvorräte und der Holzernte wurde der Zielkonflikt, der zwischen den beiden Größen besteht, analysiert. Ausgangspunkt der Modellierung ist der Zustand des Waldes zum Zeitpunkt der Bundeswaldinventur 2. Da die zukünftige Bewirtschaftung nicht vorhersagbar ist, wurden Zinsforderungen des Bewirtschafters verwendet, die unterschiedliche Zeitpräferenzen und damit einhergehende Intensitäten der Bewirtschaftung ausdrücken sollen.

Durch die Anwendung der Kapitalwertmethode in Verbindung mit der Fortschreibung des zuvor entwickelten Stärkeklassenmodells ist man in der Lage, verschiedene Entnahmestrategien für eine gegebene Zinsforderung vergleichbar zu machen. Die Kapitalwerte wurden als Zielfunktion in einer Linearen Programmierung formuliert. Geht man davon aus, dass die Kohlenstoffvorratsveränderung einen Wert besitzt, können so die Wirkungen der Inwertsetzung auf die Veränderung des Nettoerlöses der Ernte aufgezeigt werden.

Die Restriktionen in dem Modell beziehen sich auf die Veränderungen in der Stammzahlentnahme, auf die gesamte Vorratshaltung und auf das gesamte Erntevolumen. Weiterhin wurde angenommen, dass die temporäre Kohlenstoffspeicherung im Wald einer Verzinsung unterzogen werden sollte.

Als wesentliches Ergebnis dieser Prognoserechnung sind die Produktionsmöglichkeitsgrenzen zu sehen. Sie geben einen entscheidenden Anhalt dafür, was mit einer Inwertsetzung des Kohlenstoffs erreicht werden könnte. Betrachtet man zunächst eine optimale Bewirtschaftung ohne Inwertsetzung, so kann diese als Referenz gesehen werden. Erhöht man den Wert der Kohlenstoffvorratsveränderung, können die Grenzkosten direkt aus der Abbildung entnommen werden. Beispielsweise bedeutet das für die Baumartengruppe Fichte, Tanne und Douglasie, dass bei einer Zinsfor-

derung von 5% mindestens 15 €/tC aufgebracht werden müssen, um den CAP<sup>2</sup> zu erreichen. Dadurch wird im Durchschnitt auf 30 €/ha Einnahmen aus der Holzernte verzichtet. Durch diesen Verzicht kann so in der lebenden Biomasse eine Erhöhung des Kohlenstoffvorrates erreicht werden, die dieser politischen Vorgabe entspricht. Aufgrund des konkaven Verlaufs der Produktionsmöglichkeitsgrenze muss mit einer Erhöhung auf 20 €/tC auf eine höhere Einnahme aus der Ernte verzichtet werden.

Die Punkte der Produktionsmöglichkeitsgrenze stellen ein Potenzial dar. Alle Punkte unterhalb der Kurve sind ebenfalls mögliche Bewirtschaftungsformen. Nur die Punkte oberhalb der Grenze sind nicht erreichbar. Für zwei Zinssätze wurden die Fortschreibungen der bisherigen Stammzahlentnahme (BaU) eingezeichnet. Sie stellen damit die suboptimalen Ergebnisse der Bewirtschaftung wie bisher dar. Sie können in Bezug zu der nicht erreichten Senkenleistung oder des nicht erreichten Einkommens aus der Ernte gesehen werden.

Im Vergleich zwischen den Baumartengruppen zeigt sich, dass für die Fichte, Tanne und Douglasie, aufgrund der heutigen Ausgangssituation weniger Speicherpotenzial gegenüber der Buche zu erwarten ist. Für die Buche sind die gleichen Ziele in der Kohlenstoffspeicherung mit geringeren Beträgen zu erreichen.

Durch die Einbindung des Stärkeklassenmodells direkt in die Lineare Programmierung, konnte eine sehr kompakte und elegante Lösung des Zielkonflikts erreicht werden, die sich in einigen Punkten von den Ansätzen in HOEN & SOLBERG (1994) und BACKÉUS ET AL. (2005) unterscheiden.

Ein weiterer wichtiger Unterschied besteht in der Entscheidung zur Stammzahlentnahme. Der Eingriff, der hier vorgenommen wird, ist durch die Erlöse und deren Weiterentwicklung bestimmt. Bei vielen anderen Modellen werden jedoch waldbauliche Vorgaben umgesetzt, die einem gegebenen Behandlungsprogramm entsprechen.

---

<sup>2</sup>Anrechenbare Senkenleistung der Forstwirtschaft nach dem Kyoto-Protokoll, Artikel 3.4, extrapoliert auf die Jahre 2002-2030.

## 6 Summary

The thesis is split into two parts. In the first section basic models are compiled, later needed in the second part, for the prognosis of carbon stocks in German forests. Therefore, in the first section statistical analysis of major correlations (biomass functions, decay of deadwood) concerning modelling of carbon stocks were developed, while the second section deals with the prognosis of carbon stocks and harvesting volume under subsidies for temporal carbon storage in living biomass and deadwood.

### 6.1 Volume Expansion Functions

The use of biomass expansion factors is common in many models (e.g., ROHNER & BÖSWALD, 2001; SCHELHAAS ET AL., 2004; BÖTTCHER, 2007), as well as in the Good-Practice-Guidance (IPCC, 2003). They are applied to convert conventional volume metrics to biomass, usually divided in age-classes. In this thesis a functional relationship, applicable to single trees, was developed to convert volume over 7 cm diameter (at the smaller end) to total aboveground volume.

The main advantage of the functions compiled in this thesis is its use of the common and good described volume over 7 cm diameter (KUBLIN, 2003), which depends on the breast height diameter, the tree height and the stem taper form, that can be determined by the measurement of a second upper diameter.

The functions are based on tables by GRUNDNER & SCHWAPPACH (1952), which rely on a broad data basis. For a given diameter-height relation they provide total volume and volume over 7 cm diameter. Two different model types were examined. Firstly, a parametric representation of the dependent variable total aboveground volume was fitted. Secondly, a generalized additive model was used to describe the ratio of volume over 7 cm to total volume. The latter is more flexible and produces smooth fits of the residuals, but is weak in terms of extrapolation. For application beyond the given data basis it is recommended to use the first kind of models. Through the functional representation of the expansion a more flexible application compared to expansion factors is achieved. Furthermore, the functions imply the stem taper form of trees.

### 6.2 Biomass Functions

In the following the generalized additive models were used in connection with National Forest Inventory data in Germany to develop generalized biomass functions.



Thus two goals were pursued: On the one hand the comparison with the usual biomass functions could be carried out. On the other hand generalized biomass functions including stem taper form can be formulated.

In order to stay within the range of the fitting data given by the additive model (volume expansion functions), artificial average trees were built. They represent the mean of diameter-classes, divided into three quantiles of tree height and further divided into two quantiles of stem taper forms. To receive biomass, average basic densities (KOLLMANN, 1982) were applied.

Allometric functions were used to represent the dependence of biomass according to breast height diameter, tree height and stem form. Comparison with published biomass functions and biomass data of single trees reveal, that these generalized functions underestimate biomass between 0 and 15% with a low tendency over the breast height diameter, but correspond rather well if little tapering is assumed.

## 6.3 Decomposition of Deadwood

In Germany only two studies are known, which describe the process of decomposition of deadwood. MÜLLER USING (2005) published a study for beech (*Fagus Sylvatica* (L.)) and KAHL (2003) for spruce (*Picea abies* (L.) Karst.). Due to missing observations a meta-analysis was accomplished to model decomposition of the deadwood. The purpose of this investigation was providing a model to estimate decomposition rates.

The included studies differed significantly in the survey methods as well as in the geographical origin. Altogether 39 studies were collected, thereof appeared 30 in North America and 9 in Europe.

A multiple regression model explained 62.6% of the variance. Only variables were used, which provide a physical explanation of decomposition process. Due to systematic deviations of the residuals between the tree species, further a mixed effect model was applied. This approach allowed to introduce differences between the 48 tree species, without giving them a parametric representation. The degrees of freedom are used efficiently. This model explains 72.2% of the variance and is superior to the multiple regression model in all statistics.

## 6.4 A Matrix Model for permanent Inventories

In order to be able to predict the harvest volume and simultaneous carbon stocks, a Matrix Model based on the permanent National Forest Inventories in Germany was constructed. Thus the model gives a deeper insight to the conflicting objectives between harvesting levels and carbon stock change.

A further substantial characteristic of this model is its linear structure, which reaches only by the iterative application of the equations at a nonlinear representation of forest growth. Thus the possibility is given to implement the structure in

a Linear Program (BUONGIORNO & GILLESS, 2003).

As mentioned in MICHIE & BUONGIORNO (1984) a straight forward method was used for estimating the parameters. The problem with this kind of estimation is the time difference between the re-measurement for the Inventory Plots and the desired prognosis intervals. Linear interpolation of diameter increment leads to a significant bias. Therefore, a least squares method was used for the estimation of the transition and harvesting probabilities.

## 6.5 Forecasting Carbon Stocks and Harvesting Volume

On basis of the further developed matrix model, forecasts of carbon stocks and harvesting volume for the forest area in the former West German federal territory were carried out. Starting point is the current state of the forest at the time of the National Forest Inventory 2 in year 2002 for a prognosis over 30 years. Since the future management is not predictable, an interest rate of the decision maker was introduced to express different time preferences and thus corresponding intensities in forest management.

By the application of the net present value approach for given interest rates future yields can be compared. The net present values were formulated as objective function in a Linear Program.

Assuming subsidies for the Change of Carbon Storage (positive and negative) the effects to the optimal harvesting regime can be stated. As substantial result, Production possibilities frontier between net carbon uptake, and net present value can be generated for assuming different interest rates and different subsidies (€/tC).

Thus a very flexible model for forest management of a large region was developed, being able to optimize harvesting volume, and carbon stocks in the living biomass and deadwood.

# 7 Anhang

## 7.1 Abgrenzung der C-Pools im Wald nach IPCC (2003)

- Lebende Biomasse
  - Oberirdisch: beinhaltet die gesamte oberirdische Biomasse wie: Äste, Rinde, Stämme, Stümpfe, Samen und das Blattwerk.
  - Unterirdisch: beinhaltet lebende Wurzeln, jedoch ohne die Feinwurzeln (meist  $\phi < 2$  mm), diese wird dem organischen Bodenkohlenstoff zugerechnet.
- Totes organisches Material
  - Totholz: beinhaltet das gesamte Totholz, stehend, liegend, auf oder im Boden, welches nicht dem Litter zuzuordnen ist. Darin sind auch tote Wurzeln und Stümpfe enthalten. Zur Totholzdefinition gehört auch ein Mindestdurchmesser (meist  $\phi > 10$  cm, abhängig von der landesspezifischen Erfassung), totes Material unter diesem Durchmesser wird dem Litter<sup>1</sup> zugerechnet.
  - Litter: nichtlebende Biomasse unterhalb des Mindestdurchmessers von Totholz, in verschiedenen Abbaustufen über dem Mineralboden. Lebende Feinwurzeln werden hinzugezählt, wenn sie nicht von dem Litter getrennt werden können.
- Boden
  - Organischer Bodenkohlenstoff: Beinhaltet den mineralischen und organischen Bodenkohlenstoff, bis zur landesspezifischen Erfassungstiefe. Lebende Feinwurzeln werden hinzugezählt, wenn sie nicht vom Bodenkohlenstoff getrennt werden können.

---

<sup>1</sup>Litter entspricht daher der Waldstreu und dem Totholz unterhalb der Schwelle

## 7.2 Parameter der Volumenexpansionsfunktionen

**Tabelle 7.1:** Parameterschätzwerte der Volumenexpansionsfunktion,  $B_V$  = Baumholzvolumen in  $m^3$ ,  $D_V$  = Derbholumen in  $m^3$ ,  $d_{1,3}$  = Brusthöhdurchmesser in cm,  $h$  = Baumhöhe in m,  $I_1$  = Indikatorvariable, die den Wert eins annimmt, falls 1. Altersklasse vorliegt,  $I_2$  ist eins, wenn die 2. Altersklasse vorliegt, Altersklasse 1 bei Fichte:  $\leq 60$  Jahre, Altersklasse 1 bei Buche:  $\leq 60$ , Altersklasse 2 bei Buche:  $\leq 120$ , Altersklasse 1 bei Tanne  $\leq 80$ , Altersklasse 2 bei Tanne  $\leq 120$ , sonst höchste Altersklasse, *see* = Standardfehler des Modells, alle nichtlinearen Bestimmtheitsmaße liegen über 99,9%.

Baumart	Parameter	Schätzer	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	<i>see</i>
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 I_1 + \hat{\beta}_4 d_{1,3} h + \hat{\beta}_5 h I_1 + \hat{\beta}_6 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_7 h^2 + \hat{\beta}_8 d_{1,3}^3)}$					
Fichte	$\hat{\beta}_0$	-0,2384826	0,03818556	-6,25	0,0000	0,01456
	$\hat{\beta}_1$	0,0206715	0,00191941	10,77	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,1218519	0,00085067	143,24	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	-0,6786391	0,02442042	-27,79	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	-0,0005694	0,00000826	-68,96	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	0,0113704	0,00115376	9,86	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	-0,0005989	0,00003197	-18,73	0,0000	
	$\hat{\beta}_7$	-0,0007733	0,00001265	-61,15	0,0000	
	$\hat{\beta}_8$	0,0000044	0,00000017	25,70	0,0000	
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 I_1 + \hat{\beta}_4 I_2 + \hat{\beta}_5 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_6 h^2)}$					
Buche	$\hat{\beta}_0$	0,7296080	0,03009802	24,24	0,0000	0,01753
	$\hat{\beta}_1$	-0,0289235	0,00080076	-36,12	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,1150690	0,00191646	60,04	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	-0,4834877	0,01216334	-39,75	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	-0,4346224	0,00338127	-128,54	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	0,0002259	0,00000734	30,79	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	-0,0014244	0,00003302	-43,13	0,0000	

7.2 Parameter der Volumenerpansionsfunktionen

Baumart	Parameter	Schätzer	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	see
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 I_2 + \hat{\beta}_4 d_{1,3} h + \hat{\beta}_5 d_{1,3} I_1 + \hat{\beta}_6 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_7 d_{1,3}^3)}$					
Tanne	$\hat{\beta}_0$	1,4436959	0,07609485	18,97	0,0000	0,08473
	$\hat{\beta}_1$	-0,0584337	0,00284850	-20,51	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,0878744	0,00200734	43,78	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	-0,2639254	0,00387110	-68,18	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	0,0000627	0,00002013	3,12	0,0019	
	$\hat{\beta}_5$	-0,0122787	0,00057490	-21,36	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	0,0003599	0,00003545	10,15	0,0000	
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_4 h^2)}$					
Birke	$\hat{\beta}_0$	0,1965723	0,08553375	2,30	0,0219	0,007133
	$\hat{\beta}_1$	0,0732843	0,00312071	23,48	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,0261273	0,00640912	4,08	0,0001	
	$\hat{\beta}_3$	-0,0009093	0,00004642	-19,59	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	-0,0004946	0,00013873	-3,57	0,0004	
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_4 h^2 + \hat{\beta}_5 d_{1,3}^3 + \hat{\beta}_6 h^3)}$					
Erle	$\hat{\beta}_0$	4,6587865	0,59552457	7,82	0,0000	0,003513
	$\hat{\beta}_1$	-0,0725353	0,02139247	-3,39	0,0008	
	$\hat{\beta}_2$	-0,3643097	0,08273361	-4,40	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	0,0028142	0,00067357	4,18	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	0,0215974	0,00350665	6,16	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	-0,0000348	0,00000690	-5,05	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	-0,0003692	0,00004889	-7,55	0,0000	
	$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 d \cdot h + \hat{\beta}_4 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_5 h^2 + \hat{\beta}_6 h^3)}$					
Eiche	$\hat{\beta}_0$	6,0094217	0,13796120	43,56	0,0000	0,02512
	$\hat{\beta}_1$	-0,0342652	0,00086252	-39,73	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	-0,4831195	0,01625331	-29,72	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	0,0014537	0,00001891	76,87	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	-0,0000669	0,00000496	-13,49	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	0,0202385	0,00058491	34,60	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	-0,0002722	0,00000661	-41,16	0,0000	

		$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d_{1,3} + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 d_{1,3}^2 + \hat{\beta}_4 h^2 + \hat{\beta}_5 d_{1,3}^3 + \hat{\beta}_6 h^3)}$				
Kiefer	$\hat{\beta}_0$	-5,2165950	0,19963029	-26,13	0,0000	0,03099
	$\hat{\beta}_1$	0,0849358	0,01030869	8,24	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,6781597	0,02107037	32,19	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	-0,0022666	0,00022209	-10,21	0,0000	
	$\hat{\beta}_4$	-0,0238746	0,00080692	-29,59	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	0,0000179	0,00000154	11,63	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	0,0002888	0,00000998	28,93	0,0000	
		$B_V = D_V + D_V \cdot e^{-(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 d + \hat{\beta}_2 h + \hat{\beta}_3 d^2 + \hat{\beta}_4 h^2 + \hat{\beta}_5 d^3 + \hat{\beta}_6 h^3)}$				
Lärche	$\hat{\beta}_0$	-0,2801727	0,02516621	-11,13	0,0000	0,004604
	$\hat{\beta}_1$	-0,0076245	0,00084628	-9,01	0,0000	
	$\hat{\beta}_2$	0,1483211	0,00273127	54,30	0,0000	
	$\hat{\beta}_3$	-0,0000436	0,00001347	-3,24	0,0012	
	$\hat{\beta}_4$	-0,0020457	0,00008487	-24,10	0,0000	
	$\hat{\beta}_5$	0,0000004	0,00000007	5,49	0,0000	
	$\hat{\beta}_6$	0,0000146	0,00000086	17,08	0,0000	

## 7.3 Parameter Biomassefunktionen

**Tabelle 7.2:** Parameterschätzungen der allometrischen Biomassefunktionen für die Baumarten Birke, Eiche, Erle, Lärche, Kiefer und Tanne. BA = Baumart; Schw = Schätzwert; se = Standardfehler Parameter; t-W. = t-Wert; see = Standardfehler Modell;  $\hat{B}_{nl}$  = nichtlineares Bestimmtheitsmaß; Ziffern = Vergleich zu Modelltyp; s. = signifikant unterschiedlich; n.s. = nicht signifikant (bezüglich *LRT*-Test).

Modelltyp		Gleichung										
1		$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} + \epsilon$										
2		$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} + \epsilon$										
3		$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2} + \epsilon$										
4		$B = \hat{\beta}_0 d^{\hat{\beta}_1 I_1 + \hat{\beta}_2 I_2 + \hat{\beta}_3 I_3} h^{\hat{\beta}_4} + \epsilon$										
BA		P.	Schw.	se	t-W.	p-Wert	see	$\hat{B}_{nl}\%$	1	2	3	
Birke	1	$\hat{\beta}_0$	0,143	0,00001	12,3	0,0000	0,19	90,9				
		$\hat{\beta}_1$	2,349	0,02663	88,2	0,0000						
	2	$\hat{\beta}_0$	0,214	0,00001	19,2	0,0000	0,13	95,3	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,161	0,01877	115,2	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,221	0,01724	128,8	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,260	0,01651	136,9	0,0000						
	3	$\hat{\beta}_0$	0,060	0,00001	11,2	0,0000	0,10	94,7	s.	n.s.		
		$\hat{\beta}_1$	1,971	0,03203	61,5	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	0,700	0,04889	14,3	0,0000						
	4	$\hat{\beta}_0$	0,080	0,00001	12,7	0,0000	0,06	97,8	s.	s.	s.	
		$\hat{\beta}_1$	1,942	0,02245	86,5	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	1,962	0,02416	81,2	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,003	0,02346	85,4	0,0000						
		$\hat{\beta}_4$	0,597	0,04068	14,7	0,0000						
	Eiche	1	$\hat{\beta}_0$	0,121	0,00001	16,2	0,0000	0,14	96,0			
			$\hat{\beta}_1$	2,435	0,01697	143,5	0,0000					
2		$\hat{\beta}_0$	0,184	0,00001	22,6	0,0000	0,09	98,3	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,260	0,01328	170,1	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,324	0,01202	193,4	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,348	0,01165	201,6	0,0000						

BA	M.	P.	Schw.	se	t-W.	p-Wert	see	$\hat{B}_{nl}\%$	1	2	3		
Eiche	3	$\hat{\beta}_0$	0,000	0,00000	17,2	0,0000	0,08	98,3	s.	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,096	0,01721	121,8	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	0,712	0,02860	24,9	0,0000							
	4	$\hat{\beta}_0$	0,000	0,00000	28,3	0,0000	0,03	99,8	s.	s.	s.		
		$\hat{\beta}_1$	2,084	0,00776	268,7	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	2,108	0,00811	260,0	0,0000							
		$\hat{\beta}_3$	2,137	0,00791	270,1	0,0000							
		$\hat{\beta}_4$	0,575	0,01419	40,5	0,0000							
	Erle	1	$\hat{\beta}_0$	0,058	0,00001	10,1	0,0000	0,21	88,9				
			$\hat{\beta}_1$	2,558	0,03068	83,4	0,0000						
		2	$\hat{\beta}_0$	0,106	0,00001	14,7	0,0000	0,12	94,9	s.			
			$\hat{\beta}_1$	2,305	0,02309	99,8	0,0000						
$\hat{\beta}_2$			2,377	0,02045	116,3	0,0000							
$\hat{\beta}_3$			2,434	0,02022	120,4	0,0000							
3		$\hat{\beta}_0$	0,018	0,00000	14,9	0,0000	0,11	95,3	s.	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,069	0,02510	82,4	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	0,900	0,03669	24,5	0,0000							
4		$\hat{\beta}_0$	0,035	0,00000	14,1	0,0000	0,07	97,2	s.	s.	s.		
		$\hat{\beta}_1$	2,080	0,01845	112,7	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	2,117	0,01860	113,8	0,0000							
	$\hat{\beta}_3$	2,151	0,01941	110,8	0,0000								
	$\hat{\beta}_4$	0,634	0,03350	18,9	0,0000								
Lärche	1	$\hat{\beta}_0$	0,185	0,00001	17,1	0,0000	0,13	95,6					
		$\hat{\beta}_1$	2,288	0,01647	138,9	0,0000							
	2	$\hat{\beta}_0$	0,194	0,00001	28,7	0,0000	0,07	98,6	s.				
		$\hat{\beta}_1$	2,235	0,01012	220,9	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	2,275	0,00972	234,0	0,0000							
		$\hat{\beta}_3$	2,310	0,00995	232,2	0,0000							
	3	$\hat{\beta}_0$	0,079	0,00000	18,6	0,0000	0,08	98,1	s.	n.s.			
		$\hat{\beta}_1$	1,857	0,02189	84,8	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	0,736	0,03320	22,2	0,0000							
	4	$\hat{\beta}_0$	0,105	0,00000	25,7	0,0000	0,04	99,5	s.	s.	s.		
		$\hat{\beta}_1$	1,958	0,01485	131,8	0,0000							
		$\hat{\beta}_2$	1,984	0,01526	130,0	0,0000							
$\hat{\beta}_3$		2,007	0,01580	127,1	0,0000								
$\hat{\beta}_4$		0,509	0,02377	21,4	0,0000								



7.3 Parameter Biomassefunktionen

BA	M.	P.	Schw.	se	t-W.	p-Wert	see	$\hat{B}_{nl}\%$	1	2	3	
Kiefer	1	$\hat{\beta}_0$	0,112	0,00001	19,5	0,0000	0,13	95,1				
		$\hat{\beta}_1$	2,422	0,01587	152,6	0,0000						
	2	$\hat{\beta}_0$	0,000	0,00001	23,4	0,0000	0,07	98,0	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,217	0,01441	153,8	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,274	0,01271	178,9	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,301	0,01207	190,7	0,0000						
	3	$\hat{\beta}_0$	0,058	0,00000	18,5	0,0000	0,07	98,0	s.	n.s.		
		$\hat{\beta}_1$	2,034	0,02307	88,2	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	0,637	0,03436	18,5	0,0000						
	4	$\hat{\beta}_0$	0,089	0,00000	22,9	0,0000	0,03	99,4	s.	s.	s.	
		$\hat{\beta}_1$	1,980	0,01303	152,0	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,005	0,01360	147,5	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,035	0,01331	152,9	0,0000						
		$\hat{\beta}_4$	0,527	0,02246	23,5	0,0000						
	Tanne	1	$\hat{\beta}_0$	0,0001	0,0000	14,9	0,0000	0,12	99,9			
			$\hat{\beta}_1$	2,4750	0,0185	133,9	0,0000					
2		$\hat{\beta}_0$	0,0001	0,00001	22,5	0,0000	0,07	99,9	s.			
		$\hat{\beta}_1$	2,3251	0,01322	175,9	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,3734	0,01213	195,7	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,4047	0,01191	202,0	0,0000						
3		$\hat{\beta}_0$	0,00004	0,000002	21,3	0,0000	0,07	99,9	s.	n.s.		
		$\hat{\beta}_1$	2,06631	0,02333	88,6	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	0,67061	0,03128	21,4	0,0000						
4		$\hat{\beta}_0$	0,00006	0,000003	22,6	0,0000	0,04	100	s.	s.		
		$\hat{\beta}_1$	2,05985	0,01448	142,3	0,0000						
		$\hat{\beta}_2$	2,07511	0,01534	135,3	0,0000						
		$\hat{\beta}_3$	2,10857	0,01518	138,9	0,0000						
		$\hat{\beta}_4$	0,51291	0,02407	21,3	0,0000						

**Tabelle 7.3:** 1/3 und 2/3-Quantile des unechten Formquotienten ( $q_7 = d_7/d_{1,3}$ ), berechnet aus der Bundeswaldinventur

Baumart	$x_{\alpha=1/3}^{q_7}$	$x_{\alpha=2/3}^{q_7}$
Fichte	0,777	0,810
Buche	0,786	0,833
Tanne	0,796	0,832
Birke	0,696	0,740
Erle	0,738	0,791
Eiche	0,779	0,824
Lärche	0,778	0,814
Kiefer	0,727	0,769

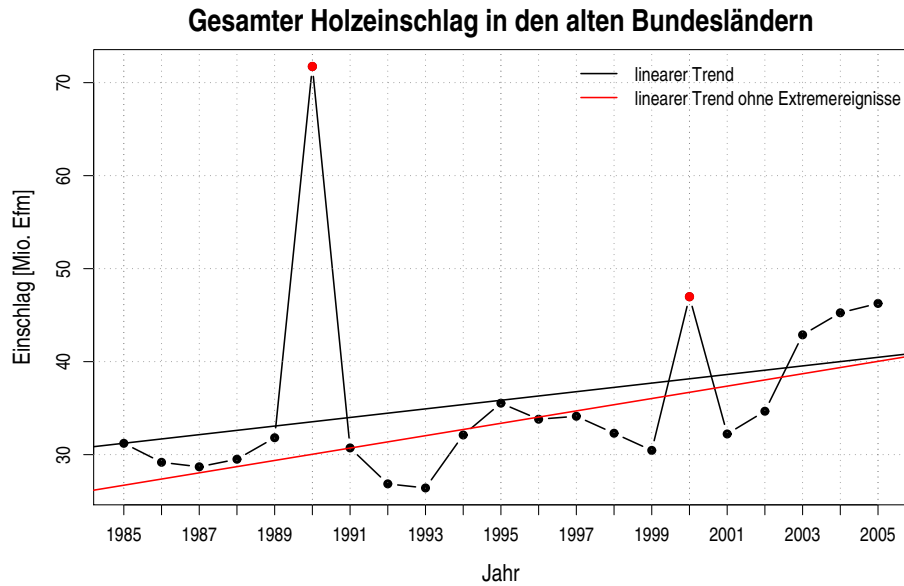
## 7.4 Totholzabbau

**Tabelle 7.4:** Mittelwerte zu den baumartenspezifischen Variablen des Totholzabbau-modells und Zufallsparameter ( $b_i$ ) aus dem gemischten Modell nach Gleichung 3.2.  $n$  ist die Anzahl der aus der Studie abgeleiteten mittleren verbleibenden Totholzfraktionen (getrennt nach Baumart, Ast- oder Stammherkunft, klassifizierte Durchmesser)

Baumart	$n$	$\bar{d}$ [cm]	$\bar{r}_0$ [g/cm <sup>3</sup> ]	$\bar{t}$ [a]	$\bar{R}_t$ %	$\hat{b}_i$
Abies amabilis	14	5,59	0,48	3,9	90,5	-0,01537
Abies balsamea	14	13,25	0,41	27,9	59,4	-0,00366
Abies concolor	4	20,00	0,50	17,1	64,3	0,00030
Abies laniocarpa	2	1,38	0,35	4,0	82,4	-0,00166
Acer rubrum	2	7,75	0,62	4,0	64,6	0,00302
Acer saccharum	10	12,60	0,74	6,9	63,9	-0,01470
Acer saccharinum	1	5,00	0,51	3,5	73,2	-0,00167
Alnus rubra	13	4,08	0,47	1,9	78,9	0,00806
Betula alleghaniensis	4	8,25	0,75	4,8	59,8	0,00650
Betula papyrifera	1	0,50	0,66	2,0	80,0	-0,00044
Betula pendula	6	6,33	0,61	16,0	46,5	-0,00723
Carya spp.	4	28,50	0,76	9,5	54,7	-0,00879
Cornus florida	4	4,08	1,00	5,3	59,4	0,01023
Corylus colurna	1	4,00	0,58	2,0	51,8	0,00709
Fagus grandifolia	7	12,86	0,77	7,3	57,3	-0,00305
Fagus sylvatica	20	13,79	0,68	5,0	62,3	0,02510
Fraxinus exelsior	1	4,00	0,65	2,0	69,7	0,00231
Fraxinus profunda	2	1,50	0,59	2,5	45,3	0,01636
Juniperus communis	1	7,50	0,55	8,0	76,7	-0,00513
Liriodendrum tulipifera	1	6,40	0,43	6,0	55,8	0,00342
Nyssa sylvatica	1	11,00	0,55	6,0	59,4	0,00164
Oxydendrum arboreum	1	13,00	0,59	6,0	86,3	-0,01361
Picea abies	11	9,65	0,43	20,1	62,5	0,00117
Picea engelmannii	2	1,38	0,35	4,0	84,8	-0,00424
Picea glauca	3	8,83	0,52	11,7	47,1	0,02211
Picea mariana	2	0,60	0,48	2,0	69,5	0,00848
Picea rubens	20	20,43	0,46	19,9	56,5	0,00833
Picea sitchensis	13	20,53	0,42	14,7	76,0	-0,00116
Pinus banksiana	4	7,50	0,51	8,0	66,0	0,00711
Pinus contorta	12	14,65	0,49	17,0	69,9	0,00025
Pinus jeffreyi	1	1,80	0,47	2,0	87,1	-0,00092
Pinus ponderosa	6	5,75	0,42	11,0	85,9	-0,02026
Pinus resinosa	2	14,50	0,51	15,5	45,5	0,01309
Pinus rigida	1	6,90	0,54	6,0	75,0	0,00059

Baumart	n	$\bar{d}$ [cm]	$\bar{r}_0$ [g/cm <sup>3</sup> ]	$\bar{t}$ [a]	$\bar{R}_t$ %	$\hat{b}_i$
Pinus sylvestris	2	8,75	0,49	8,0	51,8	0,01061
Pinus taeda	8	3,13	0,62	2,8	85,1	0,00165
Populus tremuloides	8	7,77	0,43	6,8	65,0	-0,00244
Populus tremula	5	7,80	0,43	14,3	48,8	-0,00045
Prunus pensylvanica	1	0,50	0,56	2,0	89,0	-0,00291
Pseudotsuga menziesii	26	28,77	0,47	22,2	76,8	-0,00463
Quercus alba	5	39,40	0,71	12,2	65,0	-0,02719
Quercus coccinea	1	15,00	0,71	6,0	67,9	-0,00288
Quercus prinus	4	4,30	0,79	3,8	73,1	0,01522
Quercus robur	2	5,75	0,65	5,0	49,4	0,01900
Robinia pseudoacacia	1	9,70	0,73	6,0	92,3	-0,01737
Thuja spec.	4	37,00	0,35	34,3	76,5	-0,01109
Tsuga canadensis	2	14,80	0,43	43,5	59,1	-0,00801
Tsuga heterophylla	31	25,03	0,50	13,7	82,9	-0,01282

## 7.5 Holzeinschlag ehemalige BRD



**Abbildung 7.1:** Gesamter Holzeinschlag ehemalige BRD 1985-2005 (Daten aus ZMP (2006)).



# Literaturverzeichnis

- AGREN, G. I.; BOSATTA, E. (1998): Theoretical Ecosystem Ecology: Understanding Element Cycles. Cambridge University Press, Cambridge, 234 S.
- AGREN, G. I.; BOSATTA, N. (1987): Theoretical Analysis of the Long-Term Dynamics of Carbon and Nitrogen in Soils. *Ecology* 68, 1181–1189
- ALBAN, D.; PERALA, D. (1992): Carbon storage in Lake States aspen ecosystems. *Can. J. For. Res.* 22, 1107–1110
- ALBRECHT, L. (1991): The importance of dead wood in the forest. *Forstwissenschaftl. Centralbl.* 110, 106–113
- BACKHAUS, K.; ERICHSIN, B.; PLINKE, W.; WEIBER, R. (2000): *Multivariate Analysemethoden*. Springer, Berlin, 9. Aufl., 327 S.
- BACKÉUS, S.; WIKSTRÖM, P.; LÄMAS, T. (2005): A model for regional analysis of carbon sequestration and timber production. *Forest Ecology and Management* 216, 28–40
- BACKÉUS, S.; WIKSTROM, J. F.; LÄMAS, T. (2006): Modeling Carbon Sequestration and Timber Production in a Regional Case Study. *Silva Fennica* 40, 615–629
- BARBER, B.; VAN LEAR, D. (1984): Weight loss and nutrient dynamics in decomposing woody loblolly pine logging slash. *Soil Science Society of America Journal* 48, 906–910
- BARTELINK, H. H. (1996): Allometric relationships on biomass and needle area of Douglas-fir. *Forest Ecology and Management* 86, 193–203
- BARTELINK, H. H. (1997): Allometric relationships for biomass and leaf area of beech (*Fagus sylvatica* L). *Ann. Sc. For.* 54, 39–50
- BASKERVILLE, G. L. (1972): Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. *Canadian Journal of Forest Research* 2, 49–53
- BERG, B.; MCCLAUGHERTY, C. (2003): *Plant Litter*. Springer, Berlin, Heidelberg, New York, Hong Kong, London, Milan, Paris, Tokyo, 286 S.
- BMELV (2007): Bundeswaldinventur - alle Ergebnisse und Berichte. <http://www.bundeswaldinventur.de/> 01.06.2007

- BODDY, L.; SWIFT, M. (1984): Wood decomposition in an abandoned beech and oak coppiced woodland in SE England. *Holarctic Ecology* 7, 229–238
- BOLTZ, F.; CARTER, D. R. (2006): Multinomial logit estimation of a matrix growth model for tropical dry forests of eastern Bolivia. *Can. J. For. Res.* 36, 2623–2632
- BRAEKKE, F. H. (1986): Distribution and yield of biomass from young *Pinus sylvestris* and *Picea abies* stands on drained and fertilized peatland. *Scandinavian Journal of Forest Research* 1, 49–66
- BRASSEL, P.; LISCHKE, H. (2001): Swiss National Forest Inventory: Methods and Models of the Second Assessment. Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Birmensdorf, 336 S.
- BRIGGS, E. F.; CUNIA, T. (1982): Effect of cluster sampling in biomass tables construction: linear regression models. *Canadian Journal of Forest Research* 12, 255–263
- BÖSCH, B. (1987): Die Anwendung von Methoden der Unternehmensforschung bei der Produktionsplanung, der Rundholz- und Schnittholzoptimierung und dem Rundholzeinkauf im Sägewerk. Dissertation, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg
- BÖSCH, B. (1995): Ein Informationssystem zur Prognose des künftigen Nutzungspotentials. *Forst u. Holz* 50, 587–593
- BÖTTCHER, H. (2007): Forest Management for Climate Change Mitigation: Modeling of Forestry Options, their Impact on the Regional Carbon Balance and Implications for a Future Climate Protocol. Dissertation, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg
- BUONGIORNO, J.; GILLESS, J. K. (2003): Decision Methods for Forest Resource Management. Academic press, Amsterdam, 439 S.
- BUONGIORNO, J.; MICHIE, B. R. (1980): A Matrix Model of Uneven-Aged Forest Management. *Forest Science* 26, 609–625
- BUONGIORNO, J.; PEYRON, J. L.; HOULLIER, F.; BRUCIAMACCHIE, M. (1995): Growth and Management of Mixed-Species, Uneven-Aged Forests in the French Jura: Implications for Economic Return and Tree Diversity. *Forest Science* 41, 397–429
- BURSCHEL, P.; HUSS, J. (1997): Grundriß des Waldbaus. Parey Buchverlag, Berlin, 487 S.
- BURSCHEL, P.; KÜRSTEN, E.; LARSON, B. C. (1993): Die Rolle von Wald und Forstwirtschaft im Kohlenstoffhaushalt - eine Betrachtung für die Bundesrepublik Deutschland. Forstl. Forschungsber. München. Forstwissenschaftl. Fakultät d. Univ. München u. Bayr. Landesanst. f. Wald u. Forstw., Freising, 135 S.



- BUSSE, M. (1994): Downed bole-wood decomposition in lodgepole pine forest of central oregon. *Soil Science Society of America Journal* 58, 221–227
- CERNY, M. (1990): Biomass of *Picea abies* (L.) Karst. in midwestern Bohemia. *Scandinavian Journal of Forest Research* 5, 83–95
- CHUENG, N.; BROWN, S. (1995): Decomposition of Silver Maple (*Acer Saccharium* L.) woody debris in a central illinois bottomland forest. *Wetlands* 15, 232–241
- CIENCIALA, E.; CERNY, M.; ALPTAUER, J.; EXNEROVA, Z. (2005): Biomass functions applicable to European beech. *Journal of Forest Science* 51, 147–154
- CREEDY, J.; WURZBACHER, A. D. (2000): *The Economic Value of a Forested Catchment With Timber, Water and Carbon Sequestration Benefits*, The University of Melbourne
- DANTZIG, G. B. (1998): *Linear programming and extensions*, Bd. 11. Princeton University Press, 627 S.
- DE VRIES, B.; KUYPER, T. (1988): Effect of Vegetation type on decomposition rates of wood in Drenthe, The Netherlands. *Acta Bot. Neerl.* 37, 307–312
- DIETER, M.; ELSÄSSER, P. (2002): Carbon stocks and carbon stock changes in the tree biomass of Germany's forests. *Forstwissenschaftl. Centralbl.* 121, 195–210
- DIETRICH, H.-P.; RASPE, S.; PREUHSLER, T. (2002): *Inventur von Biomasse- und Nährstoffvorräten in Waldbeständen.*, Bd. 186. Forstliche Forschungsberichte München
- EDMONDS, R. (1987): Decomposition rates and nutrient dynamics in small-diameter woody litter in four forest ecosystemys in Washington, U.S.A. *Can. J. For. Res.* 17, 499–509
- EDMONDS, R.; VOGT, D.; SANDBERG, D.; DRIVER, C. (1986): Decomposition of Douglas-fir and red alder wood in clear-cuttings. *Can. J. For. Res.* 16, 822–831
- ERICKSON, H.; EDMONDS, R.; PETERSON, C. (1985): Decomposition of logging residues in Douglas-fir, western hemlock, Pacific silver fir, and ponderosa oine ecosystems. *Can. J. For. Res.* 15, 914–921
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2006): *Methodologische Leitlinien der Kommission zur Durchführung der Kosten-Nutzen-Analysen für Großprojekte und zu Einnahmen schaffenden Projekten*, Arbeitsdokument 4. Bericht, Europäische Kommission. <http://ec.europa.eu/> 01.10.2007
- FAHEY, T. J. (1983): Nutrient Dynamics of Aboveground Detritus in Lodgepole Pine (*Pinus contorta* ssp. *latifolia*) Ecosystems, Soutjeastern Wyoming. *Ecological Monographs* 53, 51–72

- FAHEY, T. J.; STEVENS, P.; HORNING, M.; ROWLAND, P. (1991): Decomposition and Nutrient Release from Logging Residue Following Conventional Harvest of Sitka Spruce in North Wales. *Forestry* 64, 289–301
- FAHRMEIR, L.; KÜNSTLER, R.; PIGEOT, I.; TUTZ, G. (2004): Statistik - der Weg zur Datenanalyse. Springer, Berlin, Heidelberg, New York, 5. Aufl., 610 S.
- FEARNSIDE, P. M.; LASHOF, D. A.; MOURA-COSTA, P. (2000): Accounting for time in Mitigating Global Warming through land-use change and forestry. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change* 5, 239–270
- FEHRMANN, L. (2006): Alternative Methoden zur Biomasseschätzung auf Einzelbaumebene unter spezieller Berücksichtigung der k-Nearest Neighbour (k-NN) Methode. Dissertation, Georg-August Universität
- FEHRMANN, L.; KLEINN, C. (2006): General considerations about the use of allometric equations for biomass estimation on the example of Norway spruce in central Europe. *Forest Ecology and Management* 236, 412–421
- FIEDLER, F. (1986): Die Dendromasse eines hiebsreifen Fichtenbestandes. *Beitr. Forstw. u. Landschaftsökol.* 20, 171–180
- FOGEL, R.; CROMACK, K. (1976): Effect of habitat and substrate quality on Douglas fir litter decomposition in western Oregon. *Can. J. Bot.* 55, 1632–1640
- FOSTER, J.; LANG, G. (1982): Decomposition of red spruce and balsam fir boles in the White Mountains of New Hampshire. *Can. J. For. Res.* 12, 617–626
- GADOW, K. v. (2005): Forsteinrichtung - Analyse und Entwurf der Waldentwicklung. Universitätsdrucke Göttingen, Göttingen, 342 S.
- GAY, D. M. (1990): Usage Summary for Selected Optimization Routines. AT and T Bell Laboratories, Murray Hill, 22 S.
- GOSZ, J. (1980): Biomass Distribution and Production Budget for a Nonaggrading Forest Ecosystem. *Ecology* 61, 507–514
- GOSZ, J.; LIKENS, G.; BORMANN, F. (1973): Nutrient Release From Decomposing Leaf and Branch Litter in the Hubbard Brook Forest, New Hampshire. *Ecological Monographs* 43, 173–191
- GRAHAM, R.; CROMACK, K. (1982): Mass, nutrient content, and decay rate of dead boles in rain forests of Olympic National Park. *Can. J. For. Res.* 12, 511–521
- GRAMMEL, R. (1989): Forstbenutzung. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 193 S.

- GRIER, C.; VOGT, K. A.; KEYES, M.; EDMONDS, R. (1981): Biomass distribution and above- and below ground production in young and mature *Abies amabilis* zone ecosystems of the Washington Cascades. *Can. J. For. Res.* 11, 155–167
- GRÜNWALD, T. (1999): Langfristige Beobachtung von Kohlendioxidflüssen mittels Eddy-Kovarianz-Technik über einem Altlichtenbestand im Tharandter Wald. Dissertation, Technische Universität Dresden
- GROTE, R.; SCHUCK, J.; BLOCK, J.; PRETZSCH, H. (2003): Oberirdische holzige Biomasse in Kiefern-/Buchen- und Eiche-/Buchen-Mischbeständen. *Forstwissenschaftl. Centralbl.* 122, 287–301
- GRUNDNER; SCHWAPPACH (1952): Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Waldbestände. Verlag Paul Parey, Berlin, Hamburg, 10. Aufl., 216 S.
- HAKKILA, P. (1972): Utilisation of residual forest biomass. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, 568 S.
- HARMON, M. E.; CROMACK, K.; SMITH, B. (1987): Coarse woody debris in mixed-conifer forests, Sequoia National Park, California. *Can. J. For. Res.* 17, 1265–1272
- HARMON, M. E.; FRANKLIN, J.; SWANSON, F.; SILLINS, P.; GREGORY, S.; LATTIN, J.; ANDERSON, N. (1986): Ecology of Coarse Woody Debris in Temperate Ecosystems. *Advances in Ecological Research* 15, 133–302
- HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R. (1991): Generalized Additive Models. Monographs on Statistics and Applied Probability. Chapman and Hall, London, New York, Tokyo, Melbourne, Madras, 335 S.
- HOCHBICHLER, E. (2002): Vorläufige Ergebnisse von Biomasseinventuren in Buchen- und Mittelwaldbeständen. In LWF, Hrg., Inventur von Biomasse- und Nährstoffvorräten in Waldbeständen, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, München, Bd. 186, 201 S.
- HOEN, H. F.; SOLBERG, B. (1994): Potential and economic efficiency of carbon sequestration in forest biomass through silvicultural management. *Forest Science* 40, 429–451
- IPCC (2003): Good Practice Guidance for Land Use, Land-Use Change and Forestry. <http://www.ipcc.ch/> 01.10.2006
- IPCC (2007): Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Summary for Policymakers. <http://www.ipcc.ch/> 01.11.2007
- JANSSENS, I.; FREIBAUER, A.; CIAIS, P.; SMITH, P.; NABUURS, G.; FOLBERTH, G.; SCHLAMADINGER, B.; HUTJES, R.; CEULEMANS, R.; SCHULZE, E.; VALENTINI, R.; DOLMAN, A. (2003): Europe's terrestrial biosphere absorbs 7 to 12 % of European anthropogenic CO<sub>2</sub> emissions. *Science* 300, 1538–1542

- JENKINS, J.; CHOJNACKY, D. C.; HEATH, L. S.; BIRDSEY, R. A. (2003): National-Scale Biomass Estimators for United States Tree Species. *Forest Science* 49, 12–35
- JOHANSSON, T. (1999): Biomass production of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) growing on abandoned farmland. *Silva Fennica* 33, 261–280
- JOOSTEN, R.; SCHUMACHER, J.; WIRTH, C.; SCHULTE, A. (2004): Evaluating tree carbon predictions for beech in western Germany. *Forest Ecology and Management* 189, 87–96
- KAHL, T. (2003): Abbauraten von Fichtentotholz (*Picea abies* (L.) Karst.) - Bohrwiderstandsmessungen als neuer Ansatz zur Bestimmung des Totholzabbaus, einer wichtigen Größe im Kohlenstoffhaushalt mitteleuropäischer Wälder. Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität Jena
- KÄNDLER, G. (2001): Zur Schätzung des Einwuchses aus Wiederholungsinventuren mit horizontalen Punktstichproben. Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Freiburg, unveröffentlicht
- KOLLMANN, F. (1982): Technologie des Holzes und der Holzwerkstoffe, Bd. 1. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, 1050 S.
- KOOTEN, G. C. v.; EAGLE, A. J.; MANLEY, J.; SMOLAK, T. (2004): How costly are carbon offsets? A meta-analysis of carbon forest sinks. *Environ. Sc. & Pol.* 7, 239–251
- KRAMER, H. (1988): Waldwachstumslehre. Paul Parey, Hamburg und Berlin, 374 S.
- KRUYS, N.; JONSSON, B. G.; STAHL, G. (2002): A stage-based matrix model for decay-class dynamics of woody debris. *Ecological Applications* 12, 773–781
- KUBLIN, E. (1987): Grenzen der klassischen Regressionsmodelle. Dissertation, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg
- KUBLIN, E. (2003): Einheitliche Beschreibung der Schaftform - Methoden und Programme - BDATPro. *Forstwissenschaftl. Centralbl.* 122, 183–200
- KUBLIN, E.; SCHARNAGL, G. (1988): Verfahrens- und Programmbeschreibung zum BWI-Unterprogramm BDAT. Bericht, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Freiburg
- LAMBERT, R.; LANG, G.; REINERS, W. (1980): Loss of mass and chemical change in decaying boles of subalpine balsam fir forest. *Ecology* 61, 1460–1473

- LEHTONEN, A.; MÄKIPÄÄ, R.; HEIKKINEN, J.; SIEVANEN, R.; LISKI, J. (2004): Biomass expansion factors (BEFs) for Scots pine, Norway spruce and birch according to stand age for boreal forests. *Forest Ecology and Management* 188, 211–224
- LESLIE, P. (1945): On the use of matrices in certain population mathematics. *Biometrika* 33, 183–212
- LISKI, J.; NISSINEN, A.; ERHARD, M.; TASKINEN, O. (2003): Climatic effects on litter decomposition from arctic tundra to tropical rainforest. *Global Change Biology* 9, 575–584
- LISKI, J.; PALOSUO, T.; PELTONIEMI, M.; SIEVÄNEN, R. (2005): Carbon and decomposition model Yasso for forest soils. *Ecological Modelling* 189, 168–182
- MACKENSEN, J.; BAUHUS, J.; WEBBER, E. (2003): Decomposition rates of coarse woody debris - A review with particular emphasis on Australian tree species. *Austr. J. Bot.* 51, 27–37
- MACLEAN, D.; WEIN, R. (1978): Weight loss and nutrient changes in decomposing litter and forest floor material in New Brunswick forest stands. *Canadian Journal of Botany* 56, 2730–2749
- MACMILLAN, P. (1988): Decomposition of coarse woody debris in a old-growth Indiana forest. *Can. J. For. Res.* 18, 1353–1362
- MARTIN, P.; NABUURS, G.; M., A.; KARJALAINEN, T.; VINE, E.; KINSMAN, J.; HEATH, L. (2001): Carbon sinks in temperate forests. *Annual Review of Energy and the Environment* 26, 435–465
- MASERA, O. R.; GARZA CALIGARIS, J. F.; KANNINEN, M.; KARJALAINEN, T.; LISKI, J.; NABUURS, G. J.; PUSSINEN, A.; JONG, B. H. J. D.; MOHREN, G. M. J.; DE JONG, B. H. J. (2003): Modelling carbon sequestration in afforestation, agroforestry and forest management projects: the CO2FIX V.2 approach. *Ecological Modelling* 164, 177–199
- MATTSON, K.; SWANK, W.; WAIDE, J. (1987): Decomposition of woody debris in a regeneration, clear-cut forest in the Southern Appalachians. *Can. J. For. Res.* 17, 712–721
- MEANS, J.; CROMACK, K.; MACMILLAN, P. (1985): Comparison of decomposition models using wood density of douglas-fir logs. *Can. J. For. Res.* 15, 1092–1098
- MICHIE, B. R.; BUONGIORNO, J. (1984): Estimation of a Matrix Model of Forest Growth from Re-Measured Permanent Plots. *Forest Ecology and Management* 8, 127–135

- MILLER, W. (1983): Decomposition Rates of Aspen Bole and Branch Litter. *Forest Science* 29, 351–356
- MLR (1993): *Hilfstabellen für die Forsteinrichtung*. Ministerium für ländlichen Raum, Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Stuttgart, 179 S.
- MOORE, T. (1984): Litter Decomposition in a Subarctic Spruce-Linchen Woodland, Eastern Canada. *Ecology* 65, 299–308
- MÜLLER USING, B. (2005): Totholzdynamik eines Buchenbestandes im Solling, *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Bd. 193*. Göttingen
- MUUKKONEN, P. (2007): Generalized allometric volume and biomass equations for some tree species in Europe. *Eur. J. Forest Res.* 126, 157–166
- NABUURS, G. J.; PÄIVINEN, R.; PUSSINEN, A.; SCHELHAAS, M. J. (2003): Development of European forest until 2050 (A projection of forest resources and forest management in thirty countries). *European Forest Institute, Band 15*
- NABUURS, G. J.; SCHELHAAS, M.; PUSSINEN, A. (2000): Validation of the European Forest Information Scenario model (EFISCEN) and a Projection of Finnish Forests. *Silva Fennica* 34, 167–179
- NAESSET, E. (1999): Decomposition rate constants of *Picea abies* logs in southeastern Norway. *Can. J. For. Res.* 29, 372–381
- NAGEL, J.; ALBERT, M.; SCHMIDT, M. (2002): Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1. *Forst u. Holz* 57, 486–493
- NEEFF, T. (2005): Modeling tropical forest structure and carbon budget: The Tapajos forest in Central Amazonia. *Dissertation, Albert-Ludwigs-Universität*
- NELDER, J.; MCCULLAGH, P. (1999): *Generalized Linear Models. Monographs on Statistics and Applied Probability*. Chapman and Hall, Boca Raton, 510 S.
- NEUMANN, M.; JANDL, R. (2005): Derivation of locally valid estimators of the aboveground biomass of Norway spruce. *Eur. J. Forest Res.* 124, 125–131
- NIHLGARD, B. (1972): Plant biomass, primary production and distribution of chemical elements in a Beech and planted Spruce forest in south Sweden. *Oikos* 23, 69–81
- NOTHDURFT, A. (2007): Ein nichtlineares, hierarchisches und gemischtes Modell für das Baum-Höhenwachstum der Fichte (*Picea abies* (L.) Karst.) in Baden-Württemberg. *Dissertation, Georg-August-Universität Göttingen*
- OLSON, J. (1963): Energy Storage and the Balance of Producers and Decomposers in Ecological Systems. *Ecology* 44, 322–331

- ONEGA, T.; EICKMEIER, W. (1991): Woody Detritus Inputs and Decomposition Kinetics in a Southern Temperate Deciduous Forest. *Bulletin of the Torrey Botanical Club* 118, 52–57
- PALOSUO, T.; LISKI, J.; TROFYMOW, J.; TITUS, B. (2005): Litter decomposition affected by climate and litter quality - Testing the Yasso model with litterbag data from the Canadian intersite decomposition experiment. *Ecological Modelling* 189, 183–198
- PINDYCK, S., ROBERT; RUBINFELD, L., DANIEL (2003): *Mikroökonomie*. Pearson Studium, München, Boston, San Francisco, 5. Aufl., 398 S.
- PINHEIRO, J. C.; BATES, M., DOUGLAS (2000): *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*. Springer, New York, Berlin, Heidelberg, 528 S.
- PISTORIUS, T.; ZELL, J. (2005): Die Dynamik der Kohlenstoffvorräte in Baden-Württemberg zwischen 1987 und 2002. Veränderungen der Waldbiomasse und Modellierung der Holzproduktspeicher. *AFJZ* 176, 111–119
- PISTORIUS, T.; ZELL, J.; HARTEBRODT, C. (2006): Untersuchungen zur Rolle des Waldes und der Forstwirtschaft im Kohlenstoffhaushalt des Landes Baden-Württemberg. <http://bwplus.fzk.de/berichte/SBer/Z03K23004SBer.pdf> 03.07.2007
- POHJOLA, J.; VALSTA, L. (2007): Carbon credits and management of Scots pine and Norway spruce stands in Finland. *Forest Policy and Economics* 9, 789–798
- PÖPPEL, B. (1989): Untersuchungen der Dendromasse in mittelalten Fichtenbeständen. Dissertation, Technische Universität Dresden
- PRETZSCH, H. (2000): Die Regeln von Reineke, Yoda und das Gesetz der räumlichen Allometrie. *AFJZ* 171, 205–210
- PRETZSCH, H. (2001): *Modellierung des Waldwachstums*. Parey, Berlin, 341 S.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2006): *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Wien
- RATKOWSKY, D. A. (1990): *Handbook of Nonlinear Regression Models*. Marcel Dekker Inc., New York und Basel
- RICHARDS, G. P. (1997): The time value of carbon in bottom-up studies. *Critical Reviews in Environmental Science and Technology* 27, 279–292
- RICHARDS, G. P.; STOCKES, C. (2004): A Review of Forest Carbon Sequestration cost studies: A dozen years of research. *Climate Change* 63, 1–48

- ROHNER, M.; BÖSWALD, K. (2001): Forestry development scenarios: timber production, carbon dynamics in tree biomass and forest values in Germany. *Silva Fennica* 35, 277–297
- RUNZHEIMER, B. (1990): Operations Research - Lineare Planungsrechnung und Netzplantechnik. Gabler, Wiesbaden, 223 S.
- SACHS, L.; HEDDERICH, J. (2006): Angewandte Statistik, Bd. 12. Springer, Berlin, Heidelberg, 702 S.
- SANTA REGINA, I.; TARAZONA, T.; CALVO, R. (1997): Aboveground biomass in a beech forest and a Scots pine plantation in the Sierra de la Demanda area of northern Spain. *Ann. Sc. For.* 54, 261–269
- SCHELHAAS, M.; BRUSSELEN, J. V.; PUSSINEN, A.; PESONEN, E.; SCHUCK, A.; NABUURS, G.; SASSE, V. (2003): Outlook for the development of European forest resources. <http://www.unece.org/trade/timber/docs/efsos/03-sept/dp-c.pdf> 05.07.2007
- SCHELHAAS, M. J.; VAN ESCH, P.; GROEN, T.; DE JONG, B. H. J.; KANNINEN, M.; LISKI, J.; MASERA, O. R.; MOHREN, G. M. J.; NABUURS, G. J.; PALOSUO, T.; PEDRONI, A.; VALLEJO, T.; VILEN, T. (2004): CO2FIX V 3.1 – A modelling framework for quantifying carbon sequestration in forest ecosystems. <http://www.efi.int/projects/casfor/models.htm> 05.07.2007
- SCHMID, S. (2005): Carbon budget of Swiss forests: Evaluation and application of process models for assessing the future impact of management and environmental change. Dissertation, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich
- SHORHOVA, E.; SHORHOV, A. (2001): Coarse woody debris dynamics and stores in a boreal virgin spruce forest. *Ecological Bulletin* 49, 129–135
- SNORRASON, A.; EINARSSON, S. F. (2006): Single-tree biomass and stem volume functions for eleven tree species used in Icelandic forestry. *Iceland Agricultural Sciences* 19, 15–24
- SOLLINS, P.; CLINE, S.; VERHOEVEN, T.; SACHS, D.; SPYCHER, G. (1987): Patterns of log decay in old-growth Douglas-fir forests. *Can. J. For. Res.* 17, 1585–1595
- SPEIDEL, G. (1972): Planung im Forstbetrieb. Paul Parey, Hamburg und Berlin, 268 S.
- SPRUGEL, D. (1983): Correcting for bias in log-transformed allometric equations. *Ecology* 64, 209–210
- STARK, N. (1973): Nutrient cycling in a Jeffrey pine forest ecosystem. Bericht, University of Montana



- STATISTISCHES BUNDESAMT (2007): Verbraucherpreisindex. Bericht, Statistisches Bundesamt Wiesbaden. <http://www.destatis.de/> 02.07.2007
- SWIFT, M.; HEALEY, I.; HIBBERD, J.; SYKES, J.; BAMPOE, V.; NESBITT, M. (1976): The decomposition of branch wood in the canopy and floor of a mixed deciduous woodland. *Oecologia* 26, 139–149
- TARASOV, M.; BIRDSEY, R. (2001): Decay rate and potential storage of coarse woody debris in the Leningrad Region. *Ecological Bulletin* 49, 137–147
- TASSONE, V. C.; WESSELER, J.; NESCI, F. S. (2004): Diverging incentives for afforestation from carbon sequestration: an economic analysis of the EU afforestation program in the south of Italy. *Forest Ecology and Management* 6, 567–578
- TAYLOR, B.; PRESCOTT, C.; PARSONS, W.; PARKINSON, D. (1991): Substrate control of litter decomposition in four Rocky Mountain coniferous forests. *Can. J. Bot.* 69, 2242–2250
- THORNTON, P.; LAW, B.; GHOLZ, CLARK, K.; FALGE, E.; ELLSWORTH, D.; GOLDSTEIN, A.; MONSON, R.; HOLLINGER, D.; FALK, M.; CHEN, J.; SPARKS, J. (2002): Modeling and measuring the effects of disturbance history and climate on carbon and water budgets in evergreen needleleaf forests. *Agricultural and Forest Meteorology* 113, 185–222
- THÜRIG, E. (2004): Carbon budget of Swiss forests: evaluation and application of empirical models for assessing future management impacts. Dissertation, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich
- UBA (2006): Deutsches Treibhausgasinventar. Bericht, Umweltbundesamt. <http://www.umweltdaten.de/publikationen/fpdf-1/2949.pdf> 01.08.2007
- UNFCCC (2002): Report of the Conference of the Parties on its Seventh Session, held at Marrakesh From 29 Oktober to 10 November 2001. Bericht. <http://unfccc.int/> 01.10.2007
- UNFCCC (2006): National greenhouse gas inventory data for the period 1990–2004 and status of reporting. Bericht. <http://unfccc.int/> 01.10.2007
- USHER, M. B. (1966): A matrix approach to the management of renewable resources with special reference to selection forests. *Journal of Applied Ecology* (355–67)
- WEST, G. B.; BROWN, J. H.; ENQUIST, B. J. (1999): A General model for the structure and allometry of plant vascular systems. *Nature* 400, 664–667
- WIRTH, C.; SCHULZE, E.-D.; SCHWALBE, G.; TOMCZYK, S.; WEBER, G.; WELLER, E. (2004a): Dynamik der Kohlenstoffvorräte in den Wäldern Thüringens. Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei, Jena, 308 S.

- WIRTH, C.; SCHUMACHER, J.; SCHULZE, E.-D. (2004b): Generic biomass functions for Norway spruce in Central Europe - a meta-analysis approach towards prediction and uncertainty estimation. *Tree Physiology* 24, 121–139
- WOOD, S. (2006): *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. Chapman and Hall, Boca Raton, 391 S.
- YIN, X. (1999): The decay of forest woody debris: numerical modeling and implications based on some 300 data cases from North America. *Oecologia* 121, 81–98
- ZELL, J.; HANEWINKEL, M.; SEELING, U. (2004): Financial optimisation of target diameter harvest of European beech (*Fagus sylvatica*) considering the risk of decrease of timber quality due to red heartwood. *Forest Policy and Economics* 6, 579–593
- ZIANIS, D.; MENCUCCINI, M. (2004): On simplifying allometric analyses of forest biomass. *For. Ecol. & Man.* 187, 311–332
- ZIANIS, D.; MUUKKONEN, P.; MÄKIPÄÄ, R.; MENCUCCINI, M. (2005): Biomass and Stem Volume Equations for Tree Species in Europe. *Silva Fennica* 4, 63
- ZMP (2006): *ZMP-Marktbilanz: Forst und Holz 2006*. ZMP Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle GmbH, Bonn, 178 S.