

Entwicklung eines Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Pappel

Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades
Doctor rerum silvaticarum (Dr. rer. silv.)

vorgelegt von
Dipl.-Ing. Kai-Uwe Hartmann

Gutachter:

Herr Prof. Dr. Heinz Röhle
Technische Universität Dresden, Fakultät Forst-, Geo- und Hydrowissenschaften

Herr Prof. Dr. Martin Guericke
Hochschule für nachhaltige Entwicklung Eberswalde, Fachbereich Wald und Umwelt

Dresden, 12.08.2010

Erklärung des Promovenden

Die Übereinstimmung dieses Exemplars mit dem Original der Dissertation zum Thema:

„Entwicklung eines Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Pappel“

wird hiermit bestätigt.

Kai-Uwe Hartmann

Tharandt, November 2010

Danksagung

Die vorliegende Arbeit entstand am Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde der TU Dresden. Dem Inhaber, Herrn Professor Dr. H. Röhle, gilt mein besonderer Dank. Einerseits dafür, dass er mir die Bearbeitung des Themas ermöglichte. Darüber hinaus für seine hervorragende fachliche und persönliche Betreuung sowie sein geduldiges Vertrauen.

Bei Frau Dr. D. Gerold bedanke ich mich ganz herzlich für die stete Hilfsbereitschaft und ihr offenes Ohr bei allen waldwachstumskundlichen Fragestellungen.

Die gute und anregende Arbeitsatmosphäre am Institut war ein fruchtbarer Nährboden für geistigen Gedankenaustausch und ließ auch bei schwierigen Etappen die gute Laune nicht schwinden. Meinen lieben ehemaligen Kollegen sei dafür gedankt. Ali, Christian (klein und groß), Jens, Kristian und Marek ihr wart eine große moralische und fachliche Stütze und es hat viel Spaß mit Euch gemacht. Jens einen besonderen Dank für die Durchsicht der englischen Zusammenfassung.

Nicht zu vergessen Frau G. Metzsig und Frau U. Behr. Ihnen danke ich ganz herzlich für die freundliche Unterstützung bei allen Verwaltungsangelegenheiten und die Rechtschreibkontrolle.

Zum Schluß ein großes Dankeschön an meine Familie und Freunde. Besonders an meine lieben Eltern, die eine unschätzbare Hilfe waren.

Inhalt

Abbildungsverzeichnis..... IV

Tabellenverzeichnis..... VII

Abkürzungsverzeichnis IX

1 Einleitung 1

1.1 Hintergrund der Arbeit..... 1

1.2 Zielstellung der Arbeit..... 3

2 Überblick: Wachstumsmodellierung in Kurzumtriebsbeständen 5

2.1 Der Kurzumtriebsbestand aus wachstumkundlicher Sicht..... 5

2.2 Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen..... 8

 2.2.1 Überblick verschiedener Verfahren..... 8

 2.2.2 Vergleichende Bewertung der Verfahren 9

2.3 Wachstumsmodelle für Kurzumtriebsbestände..... 12

 2.3.1 Allgemeines..... 12

 2.3.2 Arten von Wachstumsmodellen / Terminologie..... 12

 2.3.3 Statistisch empirische Modelle für Kurzumtriebsbestände 14

 2.3.3.1 *Empirische Leistungstafeln* 14

 2.3.3.2 *Biomassefunktionen* 15

 2.3.3.3 *Standortgebundenes Modell für die Ertragsschätzung* 16

 2.3.3.4 *Modellansätze für die flächenbezogene Ertragspotentialabschätzung* 17

 2.3.4 Prozessorientierte ökophysiologische Modelle für Kurzumtriebsbestände 20

3 Material 24

3.1 Versuchsflächendatenbank 24

3.2. Daten für die Modellparametrisierung 28

 3.2.1 Datensatz für die Herleitung standardisierter Biomassefunktionen 28

 3.2.2 Datensatz für die Prüfung unterschiedlicher Modellansätze 28

 3.2.3 Übersicht aller für die Modellparametrisierung verwendeten Messreihen..... 31

3.3 Versuchsflächenübersicht der Daten für die Modellparametrisierung 34

 3.3.1 Versuchsdesign 34

 3.3.2 Beprobte Klone 34

 3.3.3 Versuchsfelder mit eigenen Erhebungen..... 35

 3.3.3.1 *Versuchsfelder in Sachsen* 35

 3.3.3.2 *Versuchsfelder in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern* 37

 3.3.4 Versuchsfelder mit Erhebungen Externer 39

3.4 Zusätzliche Daten für die Modellevaluierung 40

4 Methoden 42

4.1 Ermittlung der Versuchsflächendatenbankwerte 42

 4.1.1 Anlegen der Probearzellen 42

 4.1.2 Erhebung der Ertragsgrößen..... 43

 4.1.3 Erhebung der Biomasse..... 44

 4.1.3.1 *Biomassebestimmung an Probebäumen* 44

 4.1.3.2 *Aufstellen von Biomassefunktionen* 45

 4.1.4 Überführung der Daten in die Versuchsflächendatenbank 45

4.2	Angewandte statistische Verfahren.....	46
4.2.1	Allgemeines und EDV	46
4.2.2	Regressionsanalysen.....	46
4.2.3	Statistische Testverfahren	47
4.2.4	Evaluierungskenngrößen	49
5	Ergebnisse	52
5.1	Voruntersuchungen	52
5.2	Ansatzpunkte für die Modellentwicklung.....	55
5.2.1	Grundidee.....	55
5.2.2	Standardisierung von Biomassefunktionen	56
5.2.2.1	<i>Eignung verschiedener Gleichungen zur Aufstellung von Biomassefunktionen</i>	<i>56</i>
5.2.2.2	<i>Einfluss verschiedener Durchmesserwerte auf die Anpassungsgenauigkeit.....</i>	<i>58</i>
5.2.2.3	<i>Lage und Form der Standard-Biomassefunktion</i>	<i>60</i>
5.2.3	Bestimmung der Parameter der Standard-Biomassefunktion.....	63
5.2.3.1	<i>Beziehung zwischen der Mittelhöhe und den Parametern a_0 bzw. a_1</i>	<i>63</i>
5.2.3.2	<i>Beziehung zwischen der Stammzahl und den Parametern a_0 bzw. a_1</i>	<i>64</i>
5.2.3.3	<i>Zusammenhang zwischen den Parametern a_0 und a_1</i>	<i>64</i>
5.3	Modellansätze auf Basis der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen.....	66
5.3.1	Anwendung der Standard-Biomassefunktion auf Einzeldurchmesser und dg.....	67
5.3.2	Biomasseschätzung durch Parameterbestimmung über eine Einflussgröße.....	69
5.3.2.1	<i>Modell I: Mittelhöhe</i>	<i>69</i>
5.3.2.2	<i>Modell II: Stammzahl</i>	<i>70</i>
5.3.2.3	<i>Fazit / Ergebnisanalyse</i>	<i>71</i>
5.3.3	Biomasseschätzung durch Parameterbestimmung über die Verknüpfung der Einflussgrößen	71
5.3.3.1	<i>Modell III: Formel.....</i>	<i>72</i>
5.3.3.2	<i>Modell IV: Regressionskurven-Fächer</i>	<i>74</i>
5.3.3.3	<i>Fazit/Ergebnisanalyse</i>	<i>81</i>
5.3.4	Zusammenfassende Gesamtbetrachtung der Modelle	81
5.3.5	Modellevaluierung anhand zusätzlichen Datenmaterials	84
5.3.6	Schlussfolgerung aus den Ergebnissen der Modellevaluierung	88
5.4	Ertragschätzer auf der Basis des favorisierten Modells	88
5.4.1	Grundstruktur	89
5.4.2	Pilotstudie zur Bestimmung des notwendigen Stichprobenumfangs.....	91
5.4.3	Anlegen der Probeparzellen	97
5.4.4	Bestimmung von BHD und Höhe innerhalb der Probeparzelle.....	99
5.4.5	Berechnung der Ertragsgrößen.....	100
5.4.6	Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates	100
5.5	Anwendung des Ertragschätzers am Praxisbeispiel.....	102
6	Diskussion.....	106
6.1	Gesamteinschätzung zur Realisierung der Zielvorgaben.....	106
6.2	Bewertung der Datenbasis	107
6.2.1	Versuchsdesign	107
6.2.2	Aufnahmemethodik.....	109
6.2.3	Datensätze für die Modellparametrisierung und Modellevaluierung	110
6.3	Bewertung der statistischen Analysen zur Modellentwicklung.....	112
6.3.1	Vorgehen.....	112
6.3.2	Einfache Modellansätze	113
6.3.3	Weiterführende Modellansätze.....	113
6.3.3.1	<i>Grundlagen.....</i>	<i>113</i>
6.3.3.2	<i>Vergleich der geprüften Modellansätze</i>	<i>115</i>
6.3.3.3	<i>Zusätzliche Ergebnisse der statistischen Analysen</i>	<i>116</i>

6.4	Bewertung des Ertragsschätzers.....	117
6.4.1	Aufbau.....	117
6.4.2	Anwendungsbereiche	118
6.4.3	Schätzgenauigkeit	119
6.5	Ausblick	121
7	Zusammenfassung	124
8	Literatur	132
9	Anhang.....	141

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1-1: Kurzumtriebsplantage Methau II in Sachsen.	2
Abb. 2-1: Einflussfaktoren auf das Wachstum in Kurzumtriebsbeständen (nach Röhle et al. 2006a)....	5
Abb. 2-2: Schwankungen der dGZ-Leistungen auf einer Weiden-Versuchsfläche (Methau I, Sachsen) infolge hoher Standortvariabilität (nach RÖHLE 2003)	6
Abb. 2-3: Gesamtwuchsleistung an Atrobiomasse in Abhängigkeit von Pflanzenzahl und Alter. Verbandsversuch Canstein, Pappelklon Muhle-Larsen, 1. Rotation (nach Murach et al. 2008)...	7
Abb. 2-4: Biomassefunktion für Pappel	9
Abb. 2-5: Vergleich zwischen den mit der Regressionsmethode ermittelten und den tatsächlichen gewogenen Biomasseerträgen für verschiedene Pappelklone auf der Versuchsfläche Krummenhennersdorf (nach STEINKE und KIESEWALTER 2008, geändert).....	10
Abb. 2-6: Empirische Leistungstafel für den Pappelklon Max 1, 4-jähriger Umtrieb, Versuchsfeld Wildeshausen (nach FRIEDRICH 1999).....	14
Abb. 2-7: Boundary-Line-Darstellung des Einflusses des Transpirationswasserangebotes auf die Triebhöhe im Alter 5/5 für Pappel im 5-jährigen Kurzumtrieb (nach Murach et al. 2009).	19
Abb. 2-8: Darstellung des Ertragspotentials von Pappel (5 Jahre) in Relation zum Transpirationswasser-Angebot für Stammzahlen verschiedener Pflanzverbände (nach MURACH et al. 2008).....	20
Abb. 3-1: Lage der Versuchsfelder in Deutschland (nach Steinke und Hartmann 2005, geändert).....	24
Abb. 3-2 : Strukturelle Teilkomponenten der Datenbank.	25
Abb. 3-3 : Einblick in Tool 1 der Versuchsflächendatenbank.	25
Abb. 3-4: Ausgabe der Auswertungsroutine zur Analyse der Bestandeshöhenkurven in Tool 2 der Versuchsflächendatenbank.	26
Abb. 3-5: Einblick in Tool 3 der Versuchsflächendatenbank.	27
Abb. 3-6: Spannweiten der für die verwendeten Messreihen ermittelten durchschnittlichen Gesamtzuwächse an Atrobiomasse auf den Versuchsfeldern.	33
Abb. 3-7: Lage der sächsischen Versuchsfelder (nach WOLF und BÖHNISCH 2004, geändert).	35
Abb. 3-8: Lage der Versuchsfelder in Brandenburg (links) und Mecklenburg-Vorpommern (rechts).	38
Abb. 3-9: Lage der bayerischen Versuchsfelder.	39
Abb. 4-1: Ablaufschema bei der Ertrags- und Biomassebestimmung mit der Regressionsmethode. ...	42
Abb. 4-2: Erhebungung des $d_{1,3}$ bei Mehrfachhaustrieben.	43
Abb. 4-3: Probenaufbereitung. a) Verwiegen und Häckseln; b) Beispiel für Hackgut; c) Trocknung.	44
Abb. 4-4: Beispiel einer Ausgleichsfunktion zwischen tatsächlichen und geschätzten Biomassen.....	49
Abb. 4-5: Darstellung der in den Boxplotgrafiken angegebenen Größen.	50
Abb. 5-1: Übersicht der für die Modellentwicklung wesentlichen Inhalte des Material-, Methodik- und Ergebnisteils	52
Abb. 5-2: Beispiel der aus der Ergebnismatrix im multiplen linearen Regressionsmodell verknüpften Variablen.	53
Abb. 5-3: Schätzung der Biomasseleistung über eine Ertragsgröße am Beispiel der Grundfläche. Links: Das zu Grunde liegende Schätzmodell. Rechts: Relative Abweichungen zwischen den geschätzten und tatsächlichen Biomassewerten, dargestellt als Boxplot.	54
Abb. 5-4: Regressionsfunktionen zur Bestimmung der Biomasseleistung über die Grundfläche in Abhängigkeit verschiedener Mittelhöhenbereiche (hm-Klassen).	54
Abb. 5-5: Relative Abweichungen zwischen geschätzten und tatsächlichen Werten bei der Biomassebestimmung über: - Regressionsfunktionen in Abhängigkeit von der Grundfläche für verschiedene Höhenbereiche – eine Regressionsfunktion in Abhängigkeit von der Grundfläche	55
Abb. 5-6: Bestimmtheitsmaße der getesteten Biomassefunktionstypen, dargestellt in Boxplots.....	56
Abb. 5-7: Biomassefunktionen (exponentieller und allometrischer Funktionstyp) und dazugehörige Messwerte (Pappelklon Max 1, Alter 4/4, Versuchsfeld Methau II).....	57
Abb. 5-8: Bestimmtheitsmaß (R^2) der Standardbiomassefunktion mit den Bezugsdurchmessern $d_{0,1}$, $d_{0,6}$ und $d_{1,3}$	58
Abb. 5-9: Schätzfunktion für die Herleitung des $d_{0,1}$ aus dem $d_{1,3}$	59

Abb. 5-10: Veränderung der Lage und Form der Standardbiomassefunktion ($BM = a_0 * BHD^{a_1}$) mit variablen Parametern a_0 (links) und a_1 (rechts).....	60
Abb. 5-11: Verlaufskurven der messreihenspezifischen Standard-Biomassefunktionen.....	60
Abb. 5-12: Lage und Form der Standard-Biomassefunktion bei verschiedenen Stammzahlen (N) und Mittelhöhen (hm).....	62
Abb. 5-13: Regressionsfunktionen zwischen der Mittelhöhe (hm) und den Parametern a_0 bzw. a_1	63
Abb. 5-14: Regressionsfunktionen zwischen der Stammzahl (N) und den Parametern a_0 bzw. a_1	64
Abb. 5-15: Regressionsfunktionen für die wechselseitige Herleitung der Parameter a_0 und a_1	65
Abb. 5-16: Streuung der relativen Residuen zwischen den Biomassewerten der Gleichungen auf Basis der Einzeldurchmesser d_i bzw. des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes d_g (links). Regressionsfunktion für die mit den Gleichungen ermittelten Biomassewerte (rechts).	68
Abb. 5-17: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen über die Mittelhöhe.	69
Abb. 5-18: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen über die Stammzahl.	70
Abb. 5-19: Ergebnis der nichtlinearen Regression für die Schätzung des Parameters a_0 mit Formel 5-8.	72
Abb. 5-20: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen durch Verknüpfung der Einflussgrößen über eine Formel.	73
Abb. 5-21: Für verschiedene Mittelhöhenbereiche auf der Basis des Datenmaterials hergeleitete N/a_0 -Regressionsfunktionen.	75
Abb. 5-22: Vorgehen zur Ermittlung von hm/a_0 -Wertepaaren der hergeleiteten Regressionsfunktionen für definierte Stammzahlbereiche.....	76
Abb. 5-23: Regressionsfunktionen für den Ausgleich der hm/a_0 -Werte für verschiedene Stammzahlen.	78
Abb. 5-24: Für Mittelhöhen von 2 m bis 14 m hergeleitete Regressionsfunktionen zur Bestimmung von a_0 in Abhängigkeit von der Stammzahl.	79
Abb. 5-25: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung durch Verknüpfung der Einflussgrößen über „Regressionskurvenfächer“.	80
Abb. 5-26: Gesamtüberblick der geprüften Modelle.....	82
Abb. 5-27: Rangfolge der Modelle in Abhängigkeit der Treffgenauigkeit bei Anwendung auf das zur Parametrisierung verwendete Datenmaterial.....	84
Abb. 5-28: Rangfolge der Modelle in Abhängigkeit der Treffgenauigkeit bei der Evaluierung mit zusätzlichen Messreihen.....	85
Abb. 5-29: Relative Abweichungen zwischen realen und geschätzten Biomassen bei Modell-evaluierung auf der Basis zusätzlicher Messreihen (links: Datensatz über alle Alter; rechts: Datensatz ab Alter 3).	86
Abb. 5-30: Ablaufschema für den Ertragsschätzer zur Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates von Kurzumtriebsbeständen.....	90
Abb. 5-31: Versuchsfelder unterschiedlicher Standorthomogenität. Oben: Versuchsfeld Skäbchen Homogenität niedrig; starke Ausfälle und Ertragsschwankungen. Links Versuchsfeld Methau II - Homogenität hoch, geringe Ausfälle und Ertragsschwankungen.....	93
Abb. 5-32: Variationskoeffizienten der Durchmesservertelung für die Messreihen, die auf den einzelnen Versuchsfeldern mit unterschiedlicher Standorthomogenität erhoben wurden.....	94
Abb. 5-33: Zusammenhang zwischen Variationskoeffizient der Durchmesservertelung und notwendigen Stichprobenumfang für unterschiedliche Irrtumswahrscheinlichkeiten.....	96
Abb. 5-34: Beispiel für die Anlage von Probeparzellen auf zwei Versuchsfeldern mit unterschiedlicher Standortausprägung. Oben: Versuchsfeld Skäbchen Homogenität niedrig; starke Ausfälle und Ertragsschwankungen. Links Versuchsfeld Methau II - Homogenität hoch, geringe Ausfälle und Ertragsschwankungen.....	98

Abb. 5-35: Aufzunehmende Durchmesser von Einzeltrieben bei Stockausschlägen in Folgerotationen.....	99
Abb. 5-36: Praxisbeispiel einer Kurzumtriebsfläche mit angedeuteten Probeparzellen (schwarz markiert: nicht maßstabsgerecht).	102
Abb. 5-37: Größe für die beiden Probeparzellen im Praxisbeispiel.	104
Abb. 6-1: Blockanlage für drei Klone mit vier Wiederholungen (aus MUDRA 1952, geändert).....	108
Abb. 6-2: Anlagemuster auf dem Versuchsfeld Methau II (nach RÖHLE 2002, geändert).	109
Abb. 6-3: Gegenüberstellung der Schätzgenauigkeit des Ertragsschätzers mit dem Modell für die Ertragspotentialabschätzung von ALI (2009).	121
Abb. 6-4 Modellierung der Stammzahl-Durchmesserverteilung mit der Weibull-Funktion am Beispiel von Pappelklon Max 4, Versuchsfeld Methau I, Stammzahl 3500/ha. (nach RÖHLE et al. 2006).	122

Tabellenverzeichnis

Tab. 2-1: Wachstumsfunktionen als Beispiele einfacher empirischer Modelle (nach Pretzsch 2001)..	13
Tab. 2-2: Klassifizierungstabelle für die flächenbezogene Leistungspotentialabschätzung für den Anbau schnellwachsender Baumarten in Tschechien	15
Tab. 2-3: Beispiele der von Rock (2006) aus der Literatur entnommenen und evaluierten Biomassegleichungen (Auszug)	16
Tab. 2-4: Modell für die Prognose von Oberhöhe (h_{dom}) und Biomasse (BM) von Pappelklonen in Sachsen (nach ALI 2009).....	18
Tab. 3-1: Ausschnitt einer zusammenfassenden Ertragstabelle, wie sie in der Ergebnismatrix der Versuchsflächendatenbank enthalten ist.....	27
Tab. 3-2: Ausschnitt aus der Tabellenmatrix für die Analyse der Klonetablierung auf den einzelnen Versuchsfeldern (hier nur 12 der ursprünglich 23 Klone des Gesamtdatensatzes dargestellt)	29
Tab. 3-3: Tabellenmatrix für die Belegung der Stammzahlklassen bei den herausgefilterten Klonen.	30
Tab. 3-4: Tabellenmatrix für die Belegung der Mittelhöhenklassen bei den herausgefilterten Klonen.	31
Tab. 3-5: Übersicht der für die statistischen Berechnungen herangezogenen Messreihen.	32
Tab. 3-6: Übersicht der beprobten Pappel-Klone.....	34
Tab. 3-7: Verteilung der beprobten Klone auf den Versuchsfeldern.	34
Tab. 3-8: Übersicht der sächsischen Versuchsfelder.....	36
Tab. 3-9: Standortverhältnisse der sächsischen Versuchsfeldern (nach Wolf und Böhnisch 2004)....	36
Tab. 3-10: Übersicht der Versuchsfelder in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern.....	37
Tab. 3-11: Standortkenndaten für die Versuchsfelder in Brandenburg, Mecklenburg Vorpommern	38
Tab. 3-12: Kurzcharakteristik der bayerischen Versuchsfelder	39
Tab. 3-13: Übersicht über die für die Modellevaluierung verwendeten Messreihen	41
Tab. 3-14: Kenndaten der Versuchsfelder des Datensatzes für die Modellevaluierung.....	41
Tab. 5-1: Statistische Kennzahlen für den Mittelwertvergleich der Bestimmtheitsmaße (R^2) der untersuchten Funktionstypen.....	57
Tab. 5-2: Statistische Kennzahlen für den Mittelwertvergleich des Bestimmtheitsmaßes bei Verwendung von Durchmessern in unterschiedlichen Schafthöhen.	59
Tab. 5-3: Ergebnis der mehrfaktoriellen Varianzanalyse für die Abhängigkeit der Koeffizienten a_0 / a_1	61
Tab. 5-4: Ergebnis der Korrelationsanalyse für die statistische Abhängigkeit der Parameter a_0 und a_1	65
Tab. 5-5: Ergebnis des Wilcoxon-Tests (U-Test) für den Vergleich der Stichproben zur Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates auf Basis der Einzeldurchmesser bzw. des dg.	67
Tab. 5-6: Mit den Regressionsfunktionen der vier Mittelhöhenbereiche für definierte Stammzahlen ermittelte Werte des Parameters a_0 (Ausschnitt).	76
Tab. 5-7: Mittelhöhen aller Messreihen innerhalb des Bereichs $10m < h_m \leq 12 m$ und zugehöriger Referenzwert.	77
Tab. 5-8: Ergebnismatrix der für alle Mittelhöhen ermittelten Werte des Parameters a_0 innerhalb ausgewählter Stammzahlbereiche.	78
Tab. 5-9: Beispiele für Regressionsgleichungen zur Bestimmung von Parameter a_0	79
Tab. 5-10: Evaluierungsgrößen Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung), Treffgenauigkeit der Modelle bei Anwendung auf das für die Parametrisierung verwendete Datenmaterial.....	83
Tab. 5-11: Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit bei Evaluierung der Modelle anhand zusätzlicher Messreihen.....	85
Tab. 5-12: Messreihen mit den größten relativen Abweichungen bei der Evaluierung am Beispiel von Modell IV.	87
Tab. 5-13: Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit bei Begrenzung der zusätzlichen Messreihen auf Stammzahlen von ≤ 25000 N/ha und Alter > 3 Jahre.....	87

Tab. 5-14: Messreihen für die Pilotstudie zur Erhebung des notwendigen Stichprobenumfanges	93
Tab. 5-15: Auf Basis der Durchmesserwerte der 11 Messreihen berechnete notwendige Stichprobenumfänge für unterschiedliche Irrtumswahrscheinlichkeiten.....	96
Tab. 5-16: Notwendiger Stichprobenumfang zur Ermittlung der Ertragsgrößen für die zwei ausgeschiedenen Standorthomogenitätsklassen.....	97
Tab. 5-17: Beispiel einer Ertragstabelle mit den für die Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates notwendigen Ertragsgrößen	100
Tab. 5-18: Regressionsfunktionen für die Bestimmung des Parameters a_0	101
Tab. 5-19: Aufzunehmende Anzahl an Trieben am Praxisbeispiel (Fläche homogen, N gelb markiert).....	103
Tab. 6-1: Überblick zur Realisierung der Teilziele der Arbeit.....	107

Begriffsdefinitionen¹

Ackerzahl:	Die Ackerzahl bezeichnet die Qualität einer Ackerfläche. Sie geht von der Bodenzahl aus und bezieht zusätzliche Standortfaktoren wie das Klima mit ein. Die Skala reicht von 10 (sehr schlecht) bis 100 (sehr gut).
atro:	Absolut trocken, Wassergehalt 0 %.
Darrtrocken:	Feuchte des Holzes in absolut trockenem Zustand.
Dendromasse:	Gesamte ober- und unterirdische Stoffmenge (Masse) eines Baumes.
Holzfeuchte:	Der prozentuale Holzfeuchtegehalt (u) ist das Verhältnis zwischen der Masse des in der Hozprobe enthaltenen Wassers und der Masse der wasserfreien (darrtrockenen) Holzprobe (DIN 52183).
Hybride:	Lebewesen, das durch Kreuzung von Eltern unterschiedlicher Rassen oder Arten hervorgegangen ist. In der Hybridzucht nutzt man den Heterosis-Effekt aus, der im Vergleich zu reinerbigen Lebewesen zu mehr Vitalität und Leistungsfähigkeit führt.
Klon:	Genetisch identisches Pflanzenmaterial.
Mutterquartier:	Anbaufläche zur Vermehrung von Stecklingen und Steckruten.
Pflanzdichte:	Anzahl der Bäume pro Hektar.
Pflanzverband:	Räumliche Anordnung der Pflanzen auf der Fläche.
Rotation:	Bearntungszyklus. 1. Rotation = Zyklus von der Flächenbegründung bis zur ersten Beerntung.
Rückschnitt:	Zurückschneiden der Triebe nach dem ersten Jahr zur Stimulierung des Triebwachstums.
Stilllegung:	Zeitweiliges oder dauerhaftes außer Betrieb nehmen von landwirtschaftlichen Flächen.
Umtriebszeit:	Spanne zwischen der Begründung eines Bestandes und dessen Ernte.
vegetative Vermehrung	Ungeschlechtliche Vermehrung z. B. über Pflanzenteile.

¹ aus BEMMANN et al. (1996) und UNSELD et al. (2008)

Abkürzungsverzeichnis

$a_0, a_1 \dots a_n$	Parameter, Regressionskoeffizienten
atro	absolut trocken
BHD	Brusthöhendurchmesser
BM	Biomasse
$d_{1,3}$	Durchmesser in 1,3 m Höhe
dg	Durchmesser des Grundflächenmittelstammes
dGZ_{atro}	durchschnittlicher Gesamtzuwachs an Atrobiomasse
\bar{e}	Bias/Verzerrung
$\bar{e} \%$	relative Bias/Verzerrung
G, (G/ha)	Grundfläche (bzw. Grundfläche pro Hektar)
GWL	Gesamtwuchsleistung
hm	Mittelhöhe
KUP	Kurzumtriebsplantage
m_x	Treffgenauigkeit
$m_x \%$	relative Treffgenauigkeit
N, (N/ha)	Stammzahl (Stammzahl pro Hektar)
s_e	Präzision/Prognosestreuung
$s_e \%$	relative Präzision/Prognosestreuung
V, (V/ha)	Volumen (Volumen pro Hektar)
R	Korrelationskoeffizient
R^2	Bestimmtheitsmaß

1 Einleitung

1.1 Hintergrund der Arbeit

Der jüngste UN-Klimabericht (IPCC 2007) mit alarmierenden Prognosen für die globale Erderwärmung als Folge der starken Zunahme insbesondere des Treibhausgases CO₂ hat zu deutlichen Reaktionen in der Klima- und Energiepolitik der Europäischen Union (EU) geführt. In ihren neuesten Leitlinien sollen demnach bis 2020 der Ausstoß an Treibhausgasen gegenüber 1990 um 20 % reduziert und der Anteil erneuerbarer Energien am Gesamtenergiemix von derzeit 6,5 auf 20 % gesteigert werden (KOM 2007). Dies wird sich auf die Energienutzungskonzepte der einzelnen Mitgliedsstaaten auswirken (BMU 2007). Deutschland gilt innerhalb der EU als Vorreiter einer nachhaltigen Energiepolitik. Hierbei sei auf die Einführung des „Erneuerbaren Energie Gesetzes“ (EEG 2004) und die damit verbundenen verbesserten Rahmenbedingungen für die Einspeisung, Übertragung und Verteilung von Strom aus regenerativen Quellen verwiesen.

Biomasse ist neben Wind-, Wasser-, Sonnenkraft und Geothermie einer der wichtigsten erneuerbaren Energieträger und birgt hohe Wachstumspotentiale. Während sich derzeit die Verstromung von Biomasse auf 3,0 % des gesamten Bruttostromverbrauches beläuft (entspricht rund 23 % des Anteils erneuerbarer Energien), beträgt die Menge auf dem Wärmemarkt 5,5 % des Endenergieverbrauchs (94 % der Wärmebereitstellung aus erneuerbarer Energie) und bei den Kraftstoffen 4,7 % (BMU 2007a). Um den Ausbau der Bioenergie in Europa zu beschleunigen, wurde von der EU der Aktionsplan Biomasse initiiert (KOM 2006). Darin ist eine Verdopplung der energetischen Biomassenutzung in den nächsten Jahren vorgesehen. Dazu sollen sowohl Bereitstellung als auch Nachfrage optimiert, technische Barrieren abgebaut sowie Forschung und Entwicklung im Bereich Bioenergie erweitert werden. Die verbesserten Rahmenbedingungen für die Nutzung von Biomasse in Form des EEG, der Biomasseverordnung (BMU 2005), des Marktanzreizprogramms zur Förderung erneuerbarer Energien (BMU 2007b) sowie der Darlehensprogramme der Kreditanstalt für Wiederaufbau werden einen spürbaren Ausbau der Bioenergien zur Folge haben (KOM 2007).

Vorteile, die der Einsatz von Biomasse gegenüber konventionellen Energiequellen bietet, sind neben den relativ niedrigen Kosten und geringen Schwankungen im zeitlichen Angebot die Förderung regionaler Wirtschaftsstrukturen sowie die Erschließung alternativer Einkommensquellen (BMELV 2006). Zudem ist Biomasse der am universellsten einsetzbare erneuerbare Energieträger.

Stoffe sowie deren Umwandlungsprodukte, die als Bioenergieträger geeignet sind, stehen in vielfältiger Form zur Verfügung. Neben landwirtschaftlichen Kultur- und Energiepflanzen (z. B. Raps und Getreidestroh), flüssigen biogenen Stoffen (z. B. Bioalkohol aus Zuckerrüben

sowie Rest- und Abfallstoffen gewinnt Holz zunehmend an Bedeutung. Da Holz neben der Wärme- und Stromerzeugung durch Verbrennung auch als flüssiger Energieträger in Form von Methanol aus lignocellulosehaltiger Biomasse für die Kraftstoffherstellung eingesetzt werden kann, ist die Aufmerksamkeit wieder verstärkt auf diesen Rohstoff gerichtet. Die Nachfrage nach Waldrestholz bzw. schwachen Sortimenten ist dabei so stark gestiegen, dass sie allein durch die Forstwirtschaft kaum gedeckt werden kann.



Abb. 1-1: Kurzumtriebsplantage Methau II in Sachsen.

Eine Alternative dazu bieten Kurzumtriebsplantagen¹ mit schnellwachsenden Baumarten auf landwirtschaftlichen Flächen (Abb. 1-1). Diese Nutzungsform stellt ein Bindeglied zwischen traditioneller Landwirtschaft und klassischer Forstwirtschaft dar. Dabei werden Stecklinge bzw. Pflanzen auf einer Fläche ausgebracht und nach kurzen Zeiträumen (meist 3 bis 6 Jahre) beerntet. Der Vorteil besteht darin, dass die Bäume nach der Ernte wieder ausschlagen, wodurch eine Kurzumtriebsplantage nicht immer wieder neu begründet werden muss. Sie kann so über Jahrzehnte als Dauerkultur genutzt werden.

Die erfolgreiche Einführung der Kurzumtriebswirtschaft in das bestehende weitestgehend auf einjährigen Kulturen beruhende Bewirtschaftungssystem der Landwirtschaft ist vor allem von ökonomischen Kriterien abhängig, da schnellwachsende Baumarten immer in Konkurrenz zu Deckungsbeiträgen stehen, die traditionelle landwirtschaftliche Nutzpflanzen erzielen (RÖHLE et al. 2006). Angaben zum Leistungspotential von Kurzumtriebsbeständen sind daher eine unabdingbare Voraussetzung, um den Vor- bzw. Nachteil solcher Kulturen gegenüber landwirtschaftlichen Nutzpflanzen am jeweiligen Standort quantifizieren zu können. Aufbauend auf zuverlässigen Ertragsprognosen können alle weiteren betriebswirtschaftlichen Kenngrößen kalkuliert und daraus Schlussfolgerungen für die Anbauwürdigkeit von schnellwachsenden Baumarten am jeweiligen Standort gezogen werden (BEMMANN et al. 2007).

¹ Neben der Bezeichnung Kurzumtriebsplantage (KUP) ist auch die Verwendung des Synonyms Kurzumtriebsbestand üblich.

1.2 Zielstellung der Arbeit

Standardisierte Verfahren zur Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen liegen derzeit noch nicht vor. Um aussagekräftige Zahlen für das Leistungspotential schnellwachsender Baumarten erhalten zu können, müssen deshalb entsprechende Schätzhilfen entwickelt werden. Da es sich bei Kurzumtriebsbeständen um mehrjährige Kulturen handelt und daher zur Bestimmung optimaler Rotationslängen auch Angaben zur Biomasseleistung während des Heranwachsens benötigt werden, sind die aus der Landwirtschaft bekannten Methoden der Vollernte zur Leistungsermittlung nicht übertragbar (RÖHLE et al. 2006). Andere Verfahren zur Ertragsermittlung sind entweder mit einem hohen Zeit- und Arbeitsaufwand verbunden und/oder haben destruktiven Charakter. Für die Praxis sind jedoch leicht anwendbare, zerstörungsfreie Schätzhilfen von enormer Bedeutung. Ziel dieser Arbeit ist es daher, aufbauend auf bisherigen Erkenntnissen und Methoden einen *Ertragsschätzer*² zu entwickeln, der diesen Anforderungen gerecht wird.

Für die Konzipierung des Ertragsschätzers leiten sich vier thematische Schwerpunkte ab, die durch verschiedene Teilziele untersetzt werden:

1. *Bereitstellung einer fundierten Datenbasis als Grundlage für die Modellentwicklung*

Teilziele:

- a) Festlegen standardisierter Verfahren zur Bestimmung der wichtigsten Ertragsgrößen;
- b) Zusammenstellung/Erhebung von Daten auf der Grundlage eines breiten Pflanzverbands-, Klon-, Alters- bzw. Standortspektrums und Überführung in eine Versuchsflächendatenbank;
- c) Auswahl/Selektion von Datenmaterial für die Modellierung.

2. *Statistische Analysen zur Modellierung von Biomasseerträgen*

Teilziele:

- a) Bestimmung von Dimensionsgrößen, die als Erklärungsvariablen in Regressionsmodellen zur Biomasseschätzung verwendet werden können;
- b) Test verschiedener Funktionstypen, die eine befriedigende Anpassung an das Datenmaterial erlauben und Festlegung/Definition einer Standardfunktion;
- c) Prüfung der Parameterfortschreibung und damit der Übertragbarkeit von Biomassefunktionen in Abhängigkeit von signifikanten Einflussfaktoren (Klon, Pflanzverband, Mittelhöhe usw.) als Basis für die Modellentwicklung.

² Als Bezeichnung für das zu entwickelnde Modell wird im Folgenden der Terminus Ertragsschätzer verwendet.

3. Herleitung eines Basismodells für die flächenbezogene Biomassebestimmung

Teilziele:

- a) Test verschiedener Modellansätze zur flächenbezogenen Biomasseschätzung;
- b) Evaluierung der unterschiedlichen Modellansätze anhand von zusätzlichem Datenmaterial;
- c) Festlegung des Ansatzes mit der besten Schätzgenauigkeit als Basismodell.

4. Etablierung eines praxistauglichen Ertragsschätzers auf der Grundlage des Basismodells

Teilziele:

- a) Überführung des Basismodells in die Praxisanwendung;
- b) Abstecken der Grenzen des Ertragsschätzers.

Der Aufbau der vorliegenden Arbeit orientiert sich weitestgehend an den aufgeführten Schwerpunkten. Zur Einführung und zum besseren Verständnis der Thematik wird ein Überblick der bisherigen Untersuchungen zur Ertragsbestimmung und Modellierung in Kurzumtriebsbeständen vorangestellt. In den anschließenden Kapiteln 3 und 4 (Material und Methoden) werden die Teilziele des ersten Schwerpunktes behandelt. Untersuchungen und Analysen zu den Punkten zwei bis vier sind in Kapitel 5 zu finden. Abschließend werden die wichtigsten Ergebnisse der Arbeit kritisch diskutiert und Potentiale für die Verwendung und Weiterentwicklung des Ertragsschätzers dargelegt.

2 Überblick: Wachstumsmodellierung in Kurzumtriebsbeständen

Im folgenden Kapitel werden sowohl methodische Aspekte der Ertragsermittlung als auch Ansätze für die Wachstumsmodellierung in Kurzumtriebsbeständen behandelt. Die Analysen in dieser Arbeit beziehen sich zwar ausschließlich auf Klone und Klonmischungen der Baumart Pappel, jedoch sind in den einzelnen Abschnitten auch Modelle für die Baumart Weide Gegenstand der Betrachtung. Nach einer kurzen Charakterisierung des Wuchsverhaltens von Kurzumtriebsbeständen werden einzelne Verfahren für die Ertragsbestimmung vorgestellt. Daran schließt sich eine Gegenüberstellung der Eigenschaften ökophysiologischer und empirischer Modelle an. Abschließend folgt ein Überblick verschiedener Wachstumsmodelle für die Ertragschätzung in Kurzumtriebsbeständen.

2.1 Der Kurzumtriebsbestand aus wachstumskundlicher Sicht

Kurzumtriebsbestände stellen ein höchst sensibles System dar, dessen Wuchsverhalten durch eine Vielzahl von Faktoren beeinflusst wird (Abb. 2-1). Neben Boden und Klima sind insbesondere das genetische Potential der verwendeten Klone sowie die etablierten Pflanzverbände und Rotationslängen zu nennen. Ihre Wirkung auf das Wachstum und damit das Leistungspotenzial zu quantifizieren ist Voraussetzung für die Entwicklung von Modellen zur Ertragschätzung.

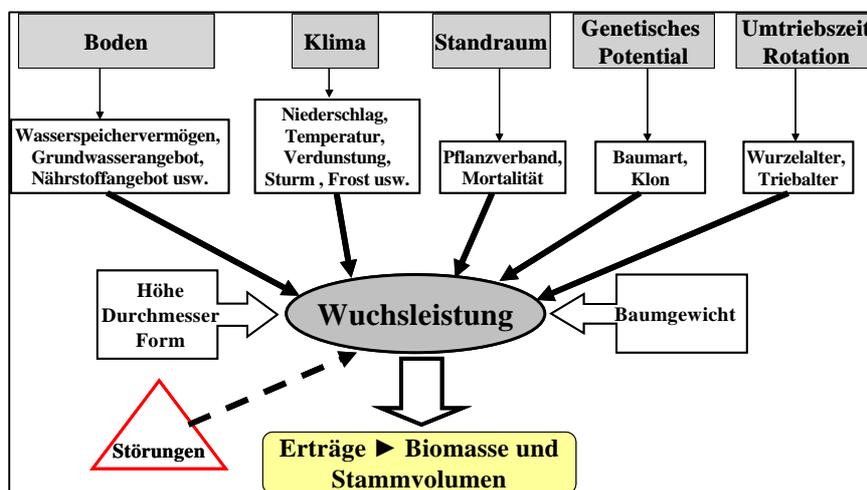


Abb. 2-1: Einflussfaktoren auf das Wachstum in Kurzumtriebsbeständen (nach Röhle et al. 2006a).

Die Besonderheit von Kurzumtriebsbeständen besteht darin, dass sie mit schnellwachsenden Baumarten wie beispielsweise Pappel oder Weide begründet werden. Diese zeichnen sich durch ein frühes Erreichen des Kulminationszeitpunktes der Wachstumsgrößen (Durchmesser, Höhe) und damit der Biomasseleistung aus. Dadurch sind die Wuchszeiträume deutlich kürzer als in Waldbeständen. Dies führt dazu, dass sich Veränderungen der Einflussfaktoren

Fläche abdecken. Ertragsbestimmungen in Beständen mit hoher Standortvariabilität erfordern somit einen deutlich höheren Messaufwand.

Pflanzverband und Alter

Den Einfluss von Pflanzverband und Alter auf das Wachstum in Kurzumtriebsbeständen verdeutlicht Abbildung 2-3 (MURACH et al. 2008). Darin ist dargestellt, wie sich unterschiedliche Pflanzzahlen in verschiedenen Altern auf die Gesamtwuchsleistung an Atrobiomasse (GWL)¹ von Pappeln auswirken. Bis zum Alter von 5 - 6 Jahren wird die GWL eindeutig durch den Pflanzverband bestimmt. Das heißt, kleinere Pflanzverbände und damit höhere Stammzahlen führen zu höheren Erträgen. Danach nimmt der Einfluss ab. Nach MURACH et al. (2008) reichen beispielsweise bei einem 10-jährigen Umtrieb über 5000 Stecklinge pro ha für maximale Flächenerträge aus. Daher ist eine Anpassung der Pflanzzahl an die Rotationslänge erforderlich, um den optimalen Massenertrag zu erzielen.

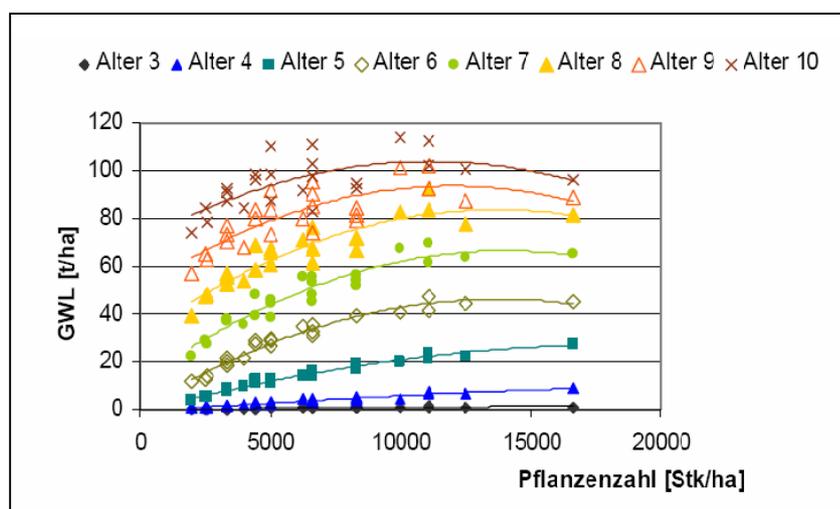


Abb. 2-3: Gesamtwuchsleistung an Atrobiomasse in Abhängigkeit von Pflanzzahl und Alter. Verbandsversuch Canstein, Pappelklon Muhle-Larsen, 1. Rotation (nach Murach et al. 2008).

Beide Beispiele zeigen einerseits, dass die Entwicklung allgemeingültiger und übertragbarer Wachstumsmodelle für Kurzumtriebsbestände aufgrund der Vielzahl zu berücksichtigender Einflussfaktoren eine anspruchsvolle Herausforderung darstellt. Andererseits können etablierte Modelle als wertvolle Entscheidungshilfe für die Wahl von Bewirtschaftungsstrategien herangezogen werden.

¹ Summe der ab Bestandesbegründung bis zum Alter x produzierten Holzmenge.

2.2 Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen

2.2.1 Überblick verschiedener Verfahren

Zur Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen lassen sich bereits erprobte Messverfahren und Schätzhilfen, wie sie beispielsweise für Waldbestände in Form von Winkelzählprobe oder Ertragstafeln vorliegen, nicht einsetzen. Dies liegt daran, dass neben Durchmesser, Höhe, Grundfläche und Vorrat die Kenntnis der Holzbiomasse von Interesse ist. Die Ermittlung dieser Größe erfordert im Gelände einen deutlichen sowohl zeitlich als auch kostenmäßigen Mehraufwand, da hierfür ganze Bäume verwogen und getrocknet werden müssen. Für die Biomassebestimmung schnellwachsender Baumarten im Kurzumtrieb eignen sich prinzipiell vier Verfahren (RÖHLE 2008, RÖHLE et al. 2009):

Vollerntemethode

Hierbei werden *alle* Triebe einer kompletten Fläche geerntet und das Gesamtfrischgewicht über Wägung bestimmt. Durch Trocknung¹ einer Probe und dem Verhältnis zwischen Frisch- und Trockengewicht der Probe wird die Gesamtatromasse der Fläche berechnet. Die Ertragsermittlung ist bei diesem Verfahren nur zum Erntezeitpunkt möglich und mit einem hohen Arbeitsaufwand verbunden.

Teilerntemethode (Probeflächenverfahren)

Bei der Teilerntemethode (Probeflächenverfahren) werden in einen Untersuchungsbestand zufällig oder systematisch ausgewählte Stichprobenflächen gelegt, alle Individuen (Bäume/Triebe) innerhalb dieser geerntet und das Gesamtfrischgewicht bestimmt (HYTÖNEN et al. 1987). Bei der Trockengewichtsbestimmung wird wie bei der Vollerntemethode vorgegangen und anschließend die Gesamtatrobiomasse des Bestandes über das Verhältnis von Stichprobenfläche zu Gesamtfläche berechnet.

Probebaumverfahren (Stockerntemethode)

Das Probebaumverfahren bzw. die Stockerntemethode basiert auf der Beerntung und Wiegung systematisch oder zufällig ausgewählter Bäume bzw. Stöcke (ab der zweiten Rotation) eines Bestandes (MURACH et al. 2008). Bei den beprobten Individuen werden das Frisch- und Trockengewicht bestimmt und anschließend die Bestandesvorräte durch Multiplikation des Durchschnittstrockengewichtes mit der Anzahl der Bäume bzw. Stöcke auf der Fläche hergeleitet. Bei diesem Ansatz ist die Schätzung der Stockanzahl über den Pflanzabstand mit Unsicherheiten behaftet (WALOTEK und MURACH 2006, WALOTEK et al. 2006). Dies ist vor allem

¹ Bei allen Verfahren wird das Trockengewicht durch Trocknung der Proben (Bäume/Triebe) bei 103 °C +/- 2 K bis zur Gewichtskonstanz nach DIN 52183 (1977) ermittelt.

dann der Fall, wenn durch Ausfälle kein homogener Pflanzabstand vorhanden ist. Der Flächenbezug (Pflanzenzahl pro Flächeneinheit) ist hierbei nur über Auszählen auf ausreichend großen Stichprobenflächen festzustellen.

Regressionsmethode

Bei der Regressionsmethode werden ebenfalls Probeflächen in den Bestand gelegt. Innerhalb dieser werden die $d_{1,3}$ aller Individuen ermittelt sowie Probebäume über das gesamte Dimensionsspektrum gerntet und deren Frisch- und Trockengewicht bestimmt. Kernstück bildet die Herleitung von Biomassefunktionen, anhand derer die flächenbezogenen Hektarwerte ermittelt werden. Dazu wird das Baum- oder Triebgewicht der entnommenen Probebäume in Beziehung zu einer oder mehreren, leicht messbaren Größen (z. B. Durchmesser oder Höhe) gesetzt und regressionsanalytisch ausgeglichen (VERWIJST und NORDH 1991, VERWIJST und TELENUS 1999).

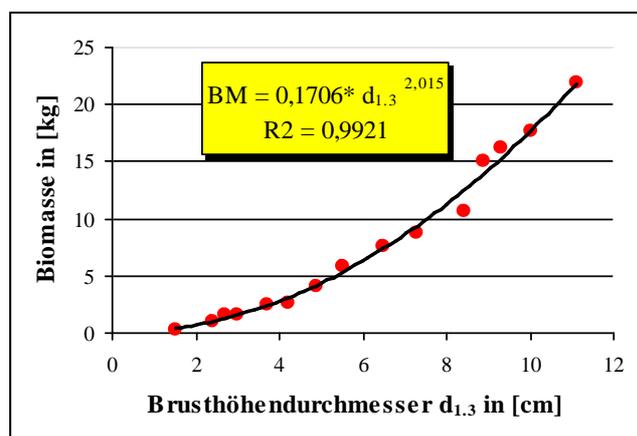


Abb. 2-4: Biomassefunktion für Pappel.

Wie aus verschiedenen Untersuchungen hervorgeht (u.a. VERWIJST und TELENUS 1999, RÖHLE et al. 2006) bietet sich zur Aufstellung der Biomassefunktion die allometrische Gleichung der Form:

$$BM = a_0 * d_{1,3}^{a_1} \quad (2-1)$$

BM = Biomasse (atro oder feucht) in kg
 $d_{1,3}$ = Brusthöhendurchmesser in cm
 a_0, a_1 = Regressionskoeffizienten

als Standardfunktion an (vgl. 5.2.2).

Ihr Vorteil besteht darin, dass sie nur den $d_{1,3}$ als Eingangsgröße erfordert und eine hohe Anpassungsgüte aufweist (Abb. 2-4). Zudem ist die Beprobung von lediglich 15 Individuen zur Herleitung der Funktion ausreichend (RÖHLE et al. 2009). Die Berechnung der Flächenwerte erfolgt durch Einsetzen aller Durchmesserwerte der Bäume/Triebe in die Biomassefunktion.

2.2.2 Vergleichende Bewertung der Verfahren

Mit allen Verfahren kann die Ertrags- bzw. Biomasseleistung einer Kurzumtriebsfläche zum jeweiligen Aufnahmezeitpunkt (*Ist-Zeitpunkt*) bestimmt werden. Sie beruhen auf der Entnahme von Bäumen bzw. Trieben und stellen somit keine zerstörungsfreien Schätzmethoden dar.

Die *Vollerntemethode* nimmt im Vergleich zu den anderen Verfahren eine Sonderrolle ein. Sie liefert die genauesten Ergebnisse, da sie eine vollständige Aufnahme beinhaltet und daher keine Schätzung im eigentlichen Sinn ist. Da die Erhebungen nur zum Erntezeitpunkt erfolgen, sind keine Folgemessungen in gleichen Beständen möglich. Diese werden jedoch für

Angaben zur Entwicklung der Biomasseerträge über der Zeit benötigt, um zuwachsoptimale Bestandesdichten und Rotationslängen zu bestimmen. Aufgrund der Beerntung ganzer Bestände ist die Vollerntemethode das arbeits- und zeitintensivste Verfahren. Aus den zuletzt genannten Gründen ist sie daher für die Ertragsschätzung in Kurzumtriebsbeständen als weniger geeignet einzustufen.

Bei einer ausreichenden Anzahl beernteter Stichprobenflächen führt die *Teilerntemethode (Probeflächenverfahren)* zu ähnlich präzisen Ergebnissen wie die Vollerntemethode. Jedoch ist auch hier der Arbeits- und Zeitaufwand beträchtlich. Da sich die Gesamtfläche um die Größe der beernteten Stichprobenflächen verringert, eignet sich die Teilerntemethode nur für sehr große Bestände. Dieses gilt besonders bei Beständen mit Rotationslängen von acht und mehr Jahren, bei denen die Beprobung z. B. im Ein- und Zweijahresturnus zur Ertragskontrolle stattfinden soll (RÖHLE et al. 2009).

Das *Probebaumverfahren (Stockerntemethode)* und die *Regressionsmethode* stellen hinsichtlich des Arbeits- und Zeitaufwandes eine Alternative zu den o. g. Verfahren dar. Bei beiden ist die Anzahl der zu beerntenden Individuen deutlich kleiner, wodurch auch wiederholte Beprobungen bei geringen Flächengrößen mit mehrjährigen Kulturen möglich sind.

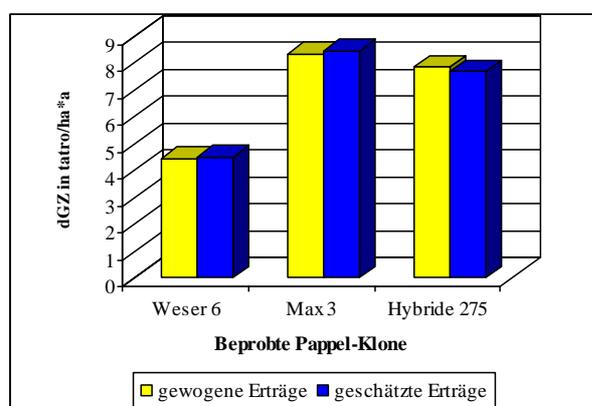


Abb. 2-5: Vergleich zwischen den mit der Regressionsmethode ermittelten und den tatsächlichen gewogenen Biomasseerträgen für verschiedene Pappelklone auf der Versuchsfläche Krummehennersdorf (nach STEINKE und KIESEWALTER 2008, geändert).

Untersuchungen von STEINKE und KIESEWALTER (2008) zeigen, dass die *Regressionsmethode* in der Schätzgenauigkeit nur zu marginalen Abweichungen im Vergleich zur Vollerntemethode führt. Auf einer Kurzumtriebsfläche wurden dazu die mit beiden Verfahren ermittelten durchschnittlichen Gesamtwüchse an Atrobiomasse (dGZ) für drei Sektoren unterschiedlicher Klone gegenübergestellt (Abb. 2-5). Dabei konnten zwischen beiden Methoden lediglich Abweichungen von maximal 2,5 % bzw. 0,2 t/[ha*a] festgestellt werden.

Für das *Probebaumverfahren (Stockerntemethode)* liegen diesbezüglich bisher keine detaillierten Ergebnisse vor. Hier kann jedoch auf Untersuchungen von NIEMANN (2008) verwiesen werden. Dieser verglich auf einem Versuchsfeld (Großthiemig, Sachsen) den Aufwand und die Schätzgenauigkeit von Probebaumverfahren und Regressionsmethode für zwei Pappel-

Mutterquartiere (Klone Muhle Larsen und Androscoggin). Dazu wurden auf zuvor definierten Versuchspartzen 18 Stöcke zur Ermittlung der klonspezifischen mittleren Stockgewichte entnommen sowie Biomassefunktionen anhand über das Durchmesserspektrum gewählter Probebäume hergeleitet. Zunächst konnte zwischen den bei der Beprobung ermittelten tatsächlichen Stockgewichten und den mit der Regressionsmethode geschätzten Stockgewichten keine signifikanten Unterschiede nachgewiesen werden. Dies weist auf die hohe Schätzgenauigkeit der Regressionsmethode hin und bestätigt damit die Ergebnisse von STEINKE und KIESEWALTER (2008).

Die mit beiden Verfahren ermittelten Gesamtvorräte an Biomasse unterschieden sich jedoch in Abhängigkeit der Standortvariabilität beträchtlich. So betrug die Differenz auf der durch starke Inhomogenitäten gekennzeichneten Fläche des Klones Muhle Larsen fast 20 %, während auf der homogenen zweiten Fläche des Klons Androscoggin nur eine marginale Abweichung von 3 % festgestellt werden konnte. Grund dafür ist, dass bei starker Inhomogenität von Beständen mit dem Probebaumverfahren nur bei einer ausreichend großen Anzahl entnommener Stöcke das Stockmittelgewicht, welches für die Ertragsermittlung herangezogen wird, hinreichend genau ermittelt werden kann. In diesem Fall wären auf der Fläche des Klones Muhle Larsen bei Akzeptanz eines Fehlers von +/- 10 % statt der beprobten 18 Stöcke ein Stichprobenumfang von 97 Stöcken notwendig gewesen. Dies zeigt, dass in sehr inhomogenen Beständen für eine hinreichend genaue Ertragsermittlung der Aufwand beim Probebaumverfahren drastisch ansteigt.

Bei der Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen ist daher nach RÖHLE et al. (2009) der Regressionsmethode der Vorzug vor dem Probebaumverfahren zu geben. Wie die Ergebnisse in dieser Arbeit zeigen werden, können nur mit Hilfe der Regressionsmethode allgemeingültige praxistaugliche Schätzhilfen für eine rasche und zerstörungsfreie Ermittlung der Biomasseleistung entwickelt werden.

2.3 Wachstumsmodelle für Kurzumtriebsbestände

2.3.1 Allgemeines

Bisher wurden lediglich Schätzhilfen für die Ertragsbestimmung zum *Ist-Zeitpunkt* betrachtet, die eine Entnahme von Probematerial erfordern und daher in erster Linie für wissenschaftliche Untersuchungen von Interesse sind. Für die Anwendung in der Praxis müssen jedoch aus Zeit- und Kostengründen zerstörungsfreie Verfahren entwickelt werden, die auf der Basis einfach zu erhebender Ertragsgrößen die Biomasse hinreichend genau schätzen. Darüber hinaus sind Modelle herzuleiten, mit denen auf der Grundlage von Standortdaten der zu erwartende Biomasseertrag für die wichtigsten schnellwachsenden Baumarten und Klone in Abhängigkeit verschiedener Bestandesdichten und Rotationszyklen modelliert werden kann.

Für Kurzumtriebsbestände stehen die Arbeiten dazu noch am Anfang. Der folgende Abschnitt gibt einen Überblick über verschiedene Modellansätze, wie sie von unterschiedlichen Arbeitsgruppen derzeit verfolgt werden, wobei eine kurze Terminologie für den Begriff „Wachstumsmodell“ vorangestellt wird.

2.3.2 Arten von Wachstumsmodellen / Terminologie

In der Forstwirtschaft werden zur Abbildung des Wachstums unterschiedliche Modellansätze verwendet, die auch auf die Modellierung in Kurzumtriebsbeständen übertragen werden können. Nach WENK et al. (1990) kann ein Modell als Bindeglied zwischen „Experiment und Theorie“ verstanden werden. In ihm werden Beobachtungen, erhobene empirische Daten und gezielte Versuche sinnvoll miteinander verknüpft, um realitätsnahe Prognosen über Wachstumsabläufe ableiten zu können (SCHRÖDER 2004). Ausgehend von der grundsätzlichen methodischen Herangehensweise lassen sich zwei Gruppen von Wachstumsmodellen unterscheiden:

Statistisch empirische Modelle

Mit statistisch empirischen Modellen wird versucht, allgemeine funktionale Beziehungen zwischen dem Wachstum und bestimmten messbaren Merkmalen herzuleiten. Die gefundenen Wachstumsfunktionen werden dabei mit statistischen Methoden an empirischen Daten parametrisiert. Bei derartigen phänomenologischen, das resultierende Gesamtverhalten beschreibenden Modellen wird auf viele Teilprozesse und Faktoren, die zum Wachstum beitragen explizit nicht eingegangen sondern stellvertretend für das gesamte System das Anwachsen eines geeigneten Wachstumsindikators (z. B. Durchmesser oder Höhe) betrachtet (MENDE und ALBRECHT 2001).

In der Forstwirtschaft kann auf eine Vielzahl statistisch empirischer Modelle zurückgegriffen werden. Beispiel sind die zahlreichen Wachstumsfunktionen, die sich für die Beschreibung von Prozessen in verschiedenen Beständen bewährt haben (z. B. THOMASIU 1962,

NEWNHAM 1964, BOTKIN et al. 1972, KRAMER 1988, WENK et al. 1990, PRETZSCH, 1992, ZEIDE 1993, RÖHLE 1995, HASENAUER 1999, PRETZSCH 2001, PRETZSCH 2002, HASENAUER 2006). Tabelle 2-1 gibt dazu einen exemplarischen Überblick.

Tab. 2-1: Wachstumsfunktionen als Beispiele einfacher empirischer Modelle (nach PRETZSCH 2001).

Gleichungsname	Wachstumsgleichung	Zuwachsgleichung
GOMPERTZ	$y = ae^{-be^{-ct}}$	$y' = abce^{-ct} e^{-be^{-ct}}$
LOGISTISCH	$y = a / (1 + ce^{-bt})$	$y' = abce^{-bt} / (1 + ce^{-bt})^2$
CHAPMANN-RICHARDS	$y = a(1 - e^{-bt})^c$	$y' = abce^{-bt} / (1 - ce^{-bt})^{c-1}$
v. BERTALANFFY	$y = a(1 - e^{-bt})^3$	$y' = 3abe^{-bt} (1 - e^{-bt})^2$
KORF	$y = ae^{-bt-c}$	$y' = abct^{c-1} e^{-bt-c}$

Mit: y Dimensionsgröße (z. B. Höhe) y' Zuwachs
t Alter a-d Funktionsparameter
e eulersche Zahl

Prozessorientierte ökophysiologische Modelle

Prozessorientierte ökophysiologische Modelle versuchen das Wachstum durch möglichst exakte Nachbildung der natürlichen biologischen Vorgänge, der Umwelteinflüsse und der ökophysiologischen Zusammenhänge, bis hin zur Primärproduktion pflanzlicher Biomasse, zu ermitteln (MÜNDRER 2005).

Gewöhnlich werden in der Forstwissenschaft für die Vorhersage des Wachstums empirische Modelle ohne eine mechanische, prozessorientierte bzw. ökophysiologische Komponente verwendet. Das Problem solcher Modelle besteht darin, dass sie stark standort- und zeitspezifiziert sind. Sie eignen sich daher nicht für Standorte, bei denen empirische Informationen nur in begrenztem Maße zur Verfügung stehen. Das betrifft beispielsweise Standorte mit stark wechselnden Dünger- und Drainage-Systemen (SANNERVIK et al. 2006).

Eine Alternative dafür stellen prozessorientierte Modelle dar, die physikalische und chemische Umweltwechselwirkungen mit physiologischen Prozessen verbinden. Beispiele für solche ökophysiologische Modelle sind u.a.: SOIL für die Baumart Weide (ECKERSTEN 1994), MAESTRO für verschiedene Baumarten (WANG und JARVIS 1990), PROMOD für die Baumart Eucalyptus (SANDS et al. 2000) und FOREST-BGC ebenfalls auf der Basis unterschiedlicher Baumarten (RUNNING und GOWER 1991). Bisher gibt es jedoch nur wenige Modelle dieser Art die speziell parametrisiert und angewandt werden (vgl. beispielsweise BATTAGLIA and SANDS 1998, ALMEIDA et al. 2004).

2.3.3 Statistisch empirische Modelle für Kurzumtriebsbestände

2.3.3.1 Empirische Leistungstafeln

Die einfachste Art statistisch empirischer Ansätze stellen die auf der Basis von Langzeituntersuchungen und permanenten Erhebungen für verschiedene Klone, Pflanzverbände und Alter auf Versuchsfeldern unterschiedlicher Standorteigenschaften entwickelten Leistungstafeln dar. Diese sind nicht direkt als Modelle zu betrachten, da sie auf keinen speziell hergeleiteten und übertragbaren Ertragsfunktionen beruhen, sondern lediglich den klon- bzw. standortspezifischen Zustand bei der Datenaufnahme widerspiegeln. Jedoch können sie als vergleichende Leistungspotentialgrößen für ähnliche Standorte, Klone und Pflanzverbände herangezogen werden (Röhle et al. 2005).

Abbildung 2-6 zeigt eine empirische Leistungstafel, die als Ergebnis eines 14-jährigen Modellversuches in Bayern erstellt wurde (FRIEDRICH 1999). Weitere klon- und standortspezifische empirische Leistungstafeln für Standorte in Deutschland sind u. a. bei HOFMANN (1995), BOELCKE (2004), BUNGART et al. (2004), BURGER (2004), SCHOLZ et al. (2004), WOLF und BÖHNISCH (2004), HOFMANN (2005), BOELCKE (2006), GUERICKE (2006) und WERNER et al. (2006), RÖHLE et al. (2008) zu finden.

Standort Wildeshausen, Verband 2 x 0,6 m (8.333 St./ha)										
Alter S/W	Höhe cm	BHD mm	Anz. NT	Höhe NT cm	BHD NT mm	LZ t/ha	Vorrat t/ha	DGZ-u t/ha	GWL t/ha	DGZ t/ha
1	100	0	0,0	60	0	0	0	0	0	0
1/2	105	0	0,0	65	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2/3	130	0	0,0	80	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
3/4	190	7	0,0	115	0	0,3	0,3	0,1	0,3	0,1
4/5	315	17	1,7	260	12	3,7	4,0	1,0	4,0	0,8
1/6	150	6	0,5	150	5	0,3	0,3	0,3	4,3	0,7
2/7	235	12	2,0	140	10	2,1	2,4	1,2	6,3	0,9

Abb. 2-6: Empirische Leistungstafel für den Pappelklon Max 1, 4-jähriger Umtrieb, Versuchsfeld Wildeshausen (nach FRIEDRICH 1999).

Empirische Leistungstafeln anderer Länder werden beispielsweise in Veröffentlichungen von:

- HANSEN (1991), DEBELL et al. (1996), SKARASCIA-MUGNOZZA et al. (1997) - *Nordamerika*,
- TOME und Verwijst (1996), ILSEDT, B. (1996), KARACIC et al. (2003) – *Schweden*,
- PONTAILLER (1999) – *Frankreich*,
- DEFRA (2003) - *England* aufgeführt.

Untersuchungen von WEGER et al (2006) in Tschechien zeigen, wie auf der Basis von Daten empirischer Leistungstafeln indirekt das flächenbezogene Leistungspotential von verschiedenen Pappel- und Weidenklonen geschätzt werden kann. Hierzu wurden die 6- bis 10-jährigen Ertragswerte von mehr als 20 über das gesamte Standortspektrum in Tschechien verteilten Versuchsfelder mit einer landwirtschaftlichen Taxierungsgröße, die sowohl klimatische als auch bodenspezifische Standortfaktoren berücksichtigt, verknüpft. Auf Grundlage dieser Taxierungsgröße und den dazugehörigen Biomasseerträgen erfolgte dann eine Klassifizierung für die Leistungspotentialabschätzung und Risikobewertung für den Anbau verschiedener Pappel- und Weidenklone. Wie aus Tabelle 2-2 hervorgeht, ist jedoch mit diesem Ansatz lediglich die Angabe eines Ertragsrahmens für die ausgewiesenen Standortausrprägungen möglich.

Tab. 2-2: Klassifizierungstabelle für die flächenbezogene Leistungspotentialabschätzung für den Anbau schnellwachsender Baumarten in Tschechien (nach WEGER et al. 2006, geändert).

Standort	erwarteter Ertrag in t/[ha*a]	Merkmalsbeschreibung
ungeeignet Type A	> 3	ungeeignet infolge der Umweltbedingungen (niedrige Temperatur, Vegetationsperiode)
ungeeignet Type B	> 3	ungeeignet infolge der ungünstigen Wasserversorgung
geringer geeignet	4 - 6,5	geringer geeignet infolge der Ausprägung des limitierenden Faktors für das Wachstum
geeignet	6 - 8,5	durchschnittliche Wachstumsbedingungen
sehr geeignet	8 - 12	günstige Wachstumsbedingungen
optimal	11 - 14	Wachstumsbedingungen sind optimal für das Erreichen maximaler Produktionserträge

2.3.3.2 Biomassefunktionen

Die Ertragsbestimmung unter Verwendung einer bereits hergeleiteten Biomassefunktion¹ kann als ein elementares empirisches Modell betrachtet werden. Solche Gleichungen wurden u. a. für Daten aus Energieholzplantagen bzw. Ackeraufforstungen von KORSMO (1995), JOHANSSON (1999), SNORRASON und EINARSON (2004) sowie NORDH und VERWIJST (2004) erstellt.

NORDH und VERWIJST (2004) verglichen für zwölf 4-jährige Weidenklone in Schweden die durch eine Beerntung ermittelten Trockenmassen mit denen, die auf der Basis von allometrischen Biomassefunktionen geschätzt wurden. Die allometrischen Gleichungen wurden dabei für die Beziehung zwischen Trockenmassen und verschiedenen Stammdurchmessern hergeleitet und wiesen allesamt hohe Bestimmtheitsmaße auf (d_{55} : $R^2 \geq 0,97$; d_{85} : $R^2 \geq 0,96$; d_{105} : $R^2 \geq 0,98$). Lediglich für zwei Klone konnten signifikante Unterschiede zwischen den tatsächlichen und geschätzten Trockenmassen nachgewiesen werden. Für die anderen 10 Klone lagen die Abweichungen allesamt unter 3 % und bestätigen damit die hohe Anpassungsgüte der verwendeten Biomassefunktionen.

¹ vgl. Ausführungen zur Regressionsmethode auf Seite 9 in dieser Arbeit.

ROCK (2006) evaluierte die Schätzgenauigkeit verschiedener Biomassefunktionen anhand eines Testdatensatzes von Vergleichsbäumen aus einem 18-jährigen Aspenbestand. Hierbei verwendete er Gleichungen, die sowohl für Bäume (Triebe) aus Kurztriebsbeständen als auch aus Hochwaldbeständen hergeleitet wurden (JOHNSTONE und PETERSON 1980, PASTOR und BOCKHEIM 1981, CAMPBELL et al. 1985, RUARK et al. 1987, WANG et al. 1995, JOHANSSON 2002). In Tabelle 2-3 sind einige Beispielfunktionen aufgeführt. Die Schätzungen der aus der Literatur entnommenen Biomassegleichungen wichen deutlich voneinander ab. Die mittleren prozentualen Residuen lagen für die oberirdische Trockenmasse zwischen -25 und +98 %, wobei der allometrische Funktionstyp die höchste Genauigkeit aufwies.

Tab. 2-3: Beispiele der von ROCK (2006) aus der Literatur entnommenen und evaluierten Biomassegleichungen (Auszug).

Quelle:	Art:	Gleichung Masse (kg, darrtrocken): (G: gesamt oberirdisch, S: Stamm, Ä: Äste)	BHD [cm]	Höhe [m]	H/D-Wert (cm*cm-1)	Bestandesdichte (N/ha-1)	Region:
CAMPBELL et al. [1985]	Populus tremuloides	$G = a*BHD^b$	0-29 0-32 0-33 0-25	< 35 < 36,6 < 27,8 < 14,8	119,6 114,4 94,2 59,3	n.a.	1: Ft.McMurray 2: Yukon 3: Carbondale 4: Drywood
JOHANSSON [1999]	P. tremula	$G(S, \ddot{A}) = a*BHD^b$	1,9-10,9	3,5-16,9			Schweden
JOHANSSON [2002]	P. tremula	$G(S, \ddot{A}) = a*e^{b*BHD}$	11,0-35,6	15,5-27,8	110 (140,9-78,1)	1250 (245-3868)	Schweden
JOHNSTONE & PETERSON [1980]	P. tremuloides	$G(S, \ddot{A}) = a + b*BHD + c*BHD^2 + d*BHD^3 + e*h + f*BHD^2*h$	2,0-31,5	4,15-27,74	207,5-88,1	"voll bestockt"	Alberta, Canada
KORSMO [1995]	P. tremula	$\ln(S, \ddot{A}) = a + b*\ln(BHD) + c*\ln^2(BHD)$	1-15	1,5-15	150-100	n.a. (nur Selbstausdünnung)	SE Norwegen
PASTOR et al. [1984]	P. tremuloides	$G(S, \ddot{A}) = a*BHD^b$	1,0-39,6	n.a.	n.a.	n.a.	(NE U.S.A.)
RUARK et al. [1987]	P. tremuloides	Konstante Allometrie: $S(\ddot{A}) = a*BHD^b$ variable Allometrie: $S(\ddot{A}) = a*BHD^b * e^{c*BHD}$	3,0-31,0	5,1-23,5	170,0-75,8	< 90 % Kronenschluss	Nördl. Wisconsin

2.3.3.3 Standortgebundenes Modell für die Ertragsschätzung

Neben Ansätzen, die auf Biomassefunktionen fußen, entwickelten BOND-LAMBERTY et al. (2002) für Weide ein standortgebundenes Modell der Form:

$$\log_{10} Y = a + b(\log_{10} D) + c(AGE + d(\log_{10} D \times AGE)) \quad (2-2)$$

Mit: Y = Biomasse; D = Stamm-Durchmesser; AGE = Alter; a, b, c, d = Koeffizienten

Die Parametrisierung erfolgte für insgesamt 17 Standorte in Nord-Manitoba (Kanada) auf der Grundlage der Messwerte von 326 Bäumen, die einen Alters- und Durchmesserbereich von 4 bis 130 Jahren bzw. 0,1 bis 23,7 cm abdeckten. Die Bestimmtheitsmaße lagen alle über $R^2 > 0,95$ und wiesen auf eine hohe Anpassungsgüte hin.

2.3.3.4 Modellansätze für die flächenbezogene Ertragspotentialabschätzung

Modelle für die flächenbezogene Ertragspotentialabschätzung zeichnen sich durch ihre Standortübertragbarkeit aus. Damit können zum Beispiel quantitative Informationen für die Eignung von potentiellen Flächen für die Anlage von Kurzumtriebsbeständen erhalten werden. Im Folgenden werden exemplarisch drei Modellansätze vorgestellt.

Beispiel 1: Modell für die Ertragspotentialabschätzung in Schweden

MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008) entwickelten ein Ertragsmodell für kommerzielle Weidenplantagen in Schweden auf der Basis von Datenmaterial, das über den Zeitraum von 1989 bis 2005 auf 2082 bewirtschafteten Kurzumtriebsflächen erhoben wurde. Der durchschnittliche Gesamtwuchs an Atrobiomasse ($yield_{lkt}$) wurde für verschiedene Rotationen über eine nichtlineare Regression mit fünf erklärenden Variablen geschätzt:

$$yield_{lkt} = \alpha + \beta \times \frac{CER_t}{RL_{lkt}} + CUT_t + \mu_{kt} + e_{lkt} \quad (2-3)$$

Neben den Regressionskoeffizienten α und β sind darin die erklärenden Variablen wie folgt definiert:

- *CER*: - Spezieller Agroklimaindex, der aus dem mittleren Ertrag verschiedener Getreidearten der letzten 15 Jahre für die Standorte auf Kreis- oder Distriktebene gebildet wird und eine taxierte Größe für die Bodenqualität darstellt,
- *RL*: - Rotationslänge des Erntezyklus,
- *CUT*: - Variable für die jeweilige Rotation (erste, zweite, oder dritte Rotation),
- μ : - Zufallsvariable, für den Einfluss der Bewirtschaftungsart,
- e : - Zufallsvariable, die die Plantage über die Kombination aus dem Ertrag im Erntezyklus, den bewirtschaftenden Farmer und Lage im Kreis/Distrikt charakterisiert.

Die Fußnoten l, k, j, t weisen auf Kreis/Distrikt, Farmer, Plantage und Rotationszyklus hin.

Bei der Anpassung des Modells wurden in Abhängigkeit vom jeweiligen Agroklimaindex Bestimmtheitsmaße (R^2) zwischen 0,26 und 0,30 erzielt, wobei die mittleren relativen Abweichungen (Bias¹) zwischen -1,7 % und 2,4 % lagen. Dieses Modell wurde unter anderem für Leistungspotentialabschätzungen in Süd- und Zentralschweden verwendet.

¹ Definition und Formel der Bias vgl. 4.2.4 S. 51

Beispiel 2: Modell für die Ertragspotentialabschätzung in Sachsen

Aufbauend auf dem Datenmaterial von fünf Versuchsfeldern bzw. Klonen (Max 1 bis Max 5, Alter 2 bis 7 Jahre, Stammzahl: 1400 N/ha) wurde von ALI (2007, 2009) ein Modell für die Leistungspotentialabschätzung von Kurzumtriebsbeständen in Sachsen konzipiert (Tab. 2-4).

Tab. 2-4: Modell für die Prognose von Oberhöhe (h_{dom}) und Biomasse (BM) von Pappelklonen in Sachsen (nach ALI 2009).

Modell	Form	N	R ² adj.	Sig.	Bias [m] / [t/ha]	Bias %
h_{dom}	$h_{dom} = a1 * Age + a2 * MeanT_{4-7} * SQI + a3 * \Sigma P_{5-6} * AWSC$	25	0,98	1,55E-19	0,07	1,311
BM	$BM = a1 * h_{dom}^2$	25	0,927	3,62E-15	0,301	5,272

Grundlage dafür waren statistische Analysen die zeigten, dass straffe Beziehungen zwischen den Biomassevorräten (BM) und verschiedenen Bestandes- und Standortvariablen bestehen. Im Modell wird dabei in einem ersten Schritt mit Hilfe der nichtlinearen Regressionsanalyse die Oberhöhe (h_{dom}) auf Basis der Erklärungsvariablen Alter (Age), Mitteltemperatur April bis Juli ($MeanT_{4-7}$), Ackerwertzahl (SQI), Niederschlagssumme Mai bis Juni ($\Sigma \ddot{U}_{5-6}$) und nutzbarer Feldkapazität im effektiven Wurzelraum (AWSC) geschätzt. Das zugehörige Bestimmtheitsmaß von $R^2=0,98$ zeigt, dass sich immerhin 98 % der Streuung der Oberhöhe durch die Standortvariablen erklären lassen. Über eine zweite straffe Regressionsbeziehung ($R^2 = 0,92$) sind Oberhöhe und Biomassevorrat miteinander verknüpft. Der Biomassevorrat lässt sich auf diese Weise mit einer durchschnittlichen Differenz zwischen Modell- und realem Wert (Bias) von 5,3 % schätzen.

Auf Basis dieses Modells wurden von ALI (2009) standörtliche Potentiale für Kurzumtriebskulturen mit Hilfe einer GIS-Modellierung für Sachsen ermittelt. Dabei zeigte sich, dass wirtschaftlich interessante Biomassezuwächse von mehr als 8 bis 10 $t_{atro}/[ha*a]$ nur auf mittleren bis besseren Standorten und bei ausreichender Wasserversorgung erbracht werden.

Beispiel 3: Modell für die Ertragspotentialabschätzung in Brandenburg

MURACH et al. (2008, 2008a, 2009) verwendeten für die Herleitung von standortbezogenen Erträgen von Weide und Pappel in Brandenburg einen zweistufigen Untersuchungsansatz, bei dem standortabhängige Ertragsfunktionen mit Hilfe der Boundary-Line-Methode generiert wurden.

Die Boundary-Line-Methode (WEBB 1972, WALWORTH et al. 1986) ist ein relativ neuer Ansatz in der Agrar- und Forstwirtschaft (SCHÜBELER 1997, HANEKLAUS und SCHNUG 2002, SLOBODA und LEUSCHNER 2002, BLACK und ABRAMS 2003) zur Identifikation wichtiger Einflussgrößen auf das Wachstum unter Freilandbedingungen. Dabei wird eine Pflanzenkenngröße in einem Scatterplot zu einem standortbezogenen Umweltfaktor in Beziehung gesetzt und

unter Verwendung eines Regressionsmodells die klassenbezogenen Maximalwerte der Punktwolke des Scatterplots berechnet. MURACH et al. (2009) konnten so als Grundlage für die Ertragsfunktionen den Einfluss des Transpirationswasserangebots (*TWA*):

$$TWA = nWSK + (NS_{VEG} - I) \tag{2-4}$$

Mit: $nWSK$ = Nutzbare Wasserspeicherkapazität in [mm/5dm] I = Interzeption (35 % von NS_{veg})
 NS_{veg} = Niederschlag in der Vegetationszeit in [mm/Jahr]

als limitierenden Faktor für das Höhenwachstum nachweisen (Abb. 2-7). Die Bestandeshöhe wurde dabei als Pflanzenkenngröße für den Standort analog der Bonitierung in der forstlichen Ertragskunde gewählt. Die Autoren stützten sich dabei auf verschiedene Untersuchungen die zeigten, dass die Wasserversorgung entscheidend für das Wachstum von Pappel und Weide ist (LINDROTH und BATH 1999, JORGENSEN und SCHELDE 2001, STEPHENS et al. 2001, HALL 2003, PETZOLD et al. 2006, WERNER et al. 2006 und PETZOLD et al. 2008).

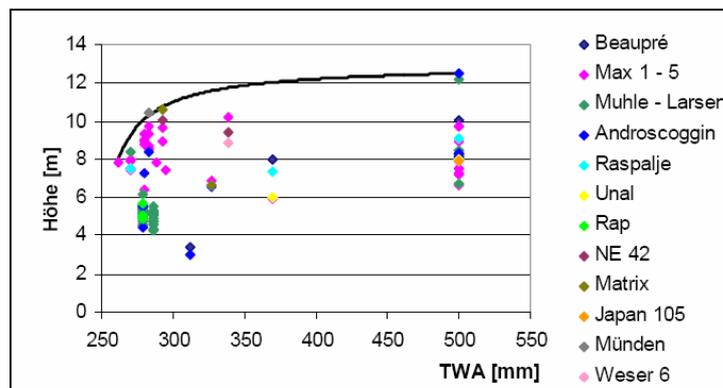


Abb. 2-7: Boundary-Line-Darstellung des Einflusses des Transpirationswasserangebotes auf die Triebhöhe im Alter 5/5 für Pappel im 5-jährigen Kurzumtrieb (nach Murach et al. 2009).

Die zweite Komponente des Modells bilden Ertragsfunktionen für die Bestimmung der Atro-biomassen, die in Abhängigkeit von Mittelhöhe und Pflanzverband auf der Basis des Datenmaterials von 18 Versuchsfeldern hergeleitet wurden:

Weide: $GWL = LOGNORMh(a,b,c) * LOGNORMN(1,d,c)$ $R^2_{adj}=0,77$ (2-5)

Pappel: $\ln GWL = a + bh^{0,5} \ln h + c \ln h/h + dN + eN^{0,5} \ln h + f N^{0,5}$ $R^2_{adj}=0,93$

Mit: GWL = Atromasse bzw. Gesamtwuchsleistung in [t/ha] h = Mittelhöhe in [m]
 a, b, c, d, e, f = Koeffizienten N = Stammzahl pro ha

Über diese Funktionsgleichungen kann für eine beliebige Höhe und eine gewählte Pflanzenzahl ein gemittelter Ertrag geschätzt werden.

Aufbauend auf diesen Beziehungen wird dann die Massenleistung von Pappel und Weide als Funktion des Transpirationswasserangebotes wie folgt ermittelt:

- 1) Schätzung der Höhe in Abhängigkeit des vorhandenen Transpirationswasserangebotes am Standort (vgl. Abb. 2-7),
- 2) Bestimmung des Biomasseertrages über die Ertragsfunktion (Formel 2-5).
- 3) Herleitung des Ertragspotentials in Relation zum Transpirationswasserangebot (Abb. 2-8).

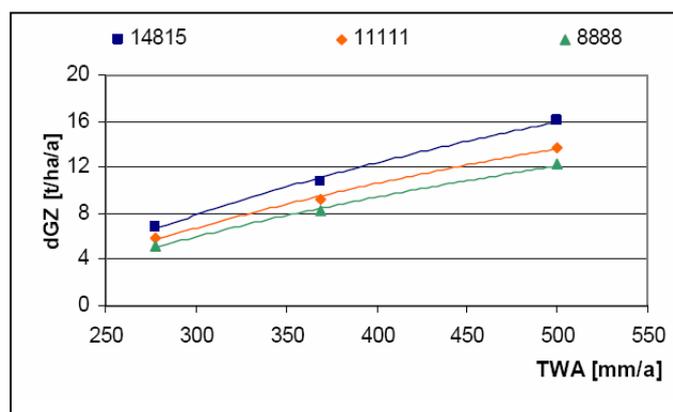


Abb. 2-8: Darstellung des Ertragspotentials von Pappel (5 Jahre) in Relation zum Transpirationswasser-Angebot für Stammzahlen verschiedener Pflanzverbände (nach MURACH et al. 2008).

2.3.4 Prozessorientierte ökophysiologische Modelle für Kurzumtriebsbestände

Bei ökophysiologischen Modellen für Kurzumtriebsbestände handelt es sich um multivariate statistische Modelle mit einer Vielzahl von Erklärungsvariablen. Diesen liegen komplexe mathematische Beziehungen zu Grunde, für deren prozessorientierte Modellierung speziell entwickelte Computerprogramme Verwendung finden. Dabei werden erhobene Datensätze in die Programme eingeladen und Simulationsläufe mit verschiedenen Szenarien durchgeführt.

Prozessorientierte ökophysiologische Modelle ermöglichen es beispielsweise Ökosystemstudien zur Untersuchung der kombinierten Auswirkungen von Stoffeinträgen oder Analysen der Identifikation des Einflusses verschiedener komplexer Standort- und Klimafaktoren auf das Wachstum in Kurzumtriebsbeständen durchzuführen. Da die zeitliche Auflösung dieser Modelle sich an erfassten Prozessen orientiert, sind sie jedoch für die praktische Anwendung sehr rechenaufwändig (ROCK 2008).

Im Folgenden werden einzelne Ansätze hinsichtlich der erklärenden Variablen sowie der Simulationsergebnisse vorgestellt. Für die detaillierte Beschreibung der zu Grunde liegenden mathematisch statistischen Zusammenhänge sei auf die Arbeiten der jeweiligen Autoren verwiesen.

Simulation des Weidenwachstums über Strahlung, Triebmortalität und Alter

SANNERVIK et al. (2006) simulierten das Weidenwachstum in Abhängigkeit der Strahlungseffizienz, der Triebmortalität und des Triebalters. Das Modell wurde auf der Grundlage jährlicher Biomassedaten eines Düngungs- und Bewässerungsversuches in der Nähe von Uppsala in Schweden parametrisiert und anhand von Daten verschiedener Standorte in Süd- und Zentralschweden validiert. Die Anpassungsgüte variierte in Abhängigkeit vom jeweiligen Alter. Für einjährige Triebe wurde ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,81$; bei zweijährigen von $R^2 = 0,13$ und bei dreijährigen Trieben von $R^2 = 0,52$ erzielt. Das heißt, 81 % der Streuung der Biomassewerte bei einjährigen, lediglich 13 % bei zweijährigen und 52 % bei dreijährigen Trieben konnten durch den Modellansatz erklärt werden. Über die Kombination von Strahlungseffizienz, Triebalter und Triebmortalität wird somit das Wachstum bei einjährigen Trieben sehr gut, für Triebe > 1 Jahr aber nur teilweise abgebildet.

Simulation des Pappelwachstums mit dem Prozessmodell SECRETS

Unter Verwendung des Prozessmodells SECRETS (Stands to Ecosystem CaRbon and Ewa-poTranspiration Simulator) wurde von DECKMYN et al. (2004) das Wachstum und der Ertrag für zwei Pappelklone auf einer Kurzumtriebsplantage in Flandern (Belgien) simuliert. SECRETS ist ein spezielles Programmpaket, in dem verschiedene Module basierend auf Einzelmodellen für die Bestimmung ökophysiologischer Größen wie:

- ∅ Verfügbare Strahlung (DE PURY und FARQUHAR 1997),
- ∅ Photosynthese (FARQUHAR et al. 1980),
- ∅ Bodenstreu, Kohlenstoff und Stickstoffhaushalt (THORNLEY 1998),
- ∅ Kohlenstoffspeicherung und -partitionierung (LÜDECKE et al. 1994, SAMPSON und CEULEMANS 2000),
- ∅ Biomasseakkumulation (MCMURTIE und LANDSBERG 1992).

eingebunden sind.

Unter Verwendung dieses Prozessmodells wurde der Einfluss von Bodentyp, Stickstoffdüngung, Bewässerung und Rotationszyklus auf die Biomasseleistung analysiert. Die Simulation des mittleren jährlichen Ertrages auf der gesamten landwirtschaftlichen Fläche ergab einen durchschnittlichen Gesamtzuwachs von $12,4 \text{ t/ha*a}$, wobei deutliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Bodentypen bestanden. So reduzierte sich das Pappelwachstum deutlich auf sandigen Böden ($dGZ = 6 \text{ t/ha*a}$). Die Analyse der Einflussgrößen Bewässerung und Düngung führte auf allen Böden zu einer Erhöhung des dGZ um 25 % bzw. 26 %. Der höchste Ertrag wurde für die Kombination aus beiden Größen simuliert ($dGZ = 22,45 \text{ t/ha*a}$). Zudem zeigte sich, dass die Rotationslänge einen wesentlichen Einfluss auf die Biomasseleistung hat. Als optimale Rotationslänge konnten 3 oder 4 Jahre nachgewiesen werden.

Simulation des Weidenwachstums mit dem Prozessmodell PERUN

PERUN ist ein Computermodell, das auf der Grundlage des Photosynthesemodells CANOPY (TERJUNG und O'ROURKE 1980) entwickelt wurde und die Kalkulation der täglichen CO₂-Nettobilanz für Forstbestände ermöglicht. Dabei werden unter Verwendung speziell angepasster Teilmodelle z. B. die Nettophotosyntheseproduktion, Respirationsrate der Blätter, des Stammes und der Zweige geschätzt und über verschiedene Rechenroutinen auf der Basis des täglichen Netto-CO₂-Betrages der tägliche Biomassezuwachs ermittelt. Als Eingangsgrößen werden hierzu neben einzelnen Standort- und Klimadaten verschiedene Blattcharakteristika und ökophysiologische Parameter benötigt.

KAJFEZ-BOGATAJ (1990) untersuchte auf einer 1-jährigen Weiden-Kurzumtriebsfläche (*Salix viminalis* Clone 082) in Südschweden die Eignung dieses Prozessmodells für die Prognose des Biomasseertrages. Dazu wurden die bei 15 aufeinander folgenden Beerntungen während der Vegetationsperiode ermittelten Biomasseerträge mit den kalkulierten Werten verglichen. Im Ergebnis führten die mit dem Prozessmodell am Ende jedes Ernteintervalls simulierten Erträge immer zu einer Überschätzung der tatsächlichen Werte, wobei deutliche Unterschiede der Abweichungen zwischen den einzelnen Erntezeitpunkten bestanden. Während am Anfang der Wachstumsperiode die Überschätzung noch 75 % betrug, waren es am Ende der Wachstumsperiode rund 10 %. Als Grund für die stets höheren simulierten Werte wurde vermutet, dass die Wurzeln nicht in die Ermittlung der Biomassewerte eingeschlossen wurden.

Modellierung von Strahlung, Wasser- und Stickstoffversorgung in Weidenbeständen

ECKERSTEN et al. (2006) führten verschiedene Simulationen mit einem Prozessmodell für das Wachstum von Weiden bei unterschiedlicher Kombination und Ausprägung der Einflussgrößen Strahlung, Wasser- und Nährstoffversorgung durch.

Das verwendete Weiden-Wachstumsmodell setzt sich aus drei Modulen zusammen:

- ∅ Simulationsmodul für die jährliche Biomasseproduktion basierend auf der Strahlungseffizienz, Triebalter und -mortalität sowie der Wasser- und Nährstoffversorgung,
- ∅ Simulationsmodul für die tägliche Wasserversorgung auf der Grundlage des für die vorhandenen Standortbedingungen parametrisierten und kalibrierten Modells SWIF (TIKTAK und BOUTEN 1992),
- ∅ Simulationsmodul für die tägliche Boden-Stickstoffversorgung, basierend auf dem für die vorhandenen Standortbedingungen parametrisierten und kalibrierten Modell SOILN (JOHNSON et al. 1987).

Auf fünf südschwedischen Standorten mit unterschiedlicher Wasserversorgung, Bodentyp und Düngungsintensität wurde dieses Modell im Rahmen von 22 Feldexperimenten ange-

wandt. Dabei konnten mit den Einflussgrößen zwischen 82 bis 86 % der Variation des Gesamtbiomasseertrages am Ende der Versuchsführung sowie 33 und 41 % der Variation des jährlichen Biomasseertrages erklärt werden.

Die Simulationen zeigten weiterhin, dass für die Standortbedingungen von Weidenplantagen die Unterschiede in der Stickstoffbehandlung bedeutender als die Unterschiede der natürlichen Boden-Stickstoffversorgung sind. Zudem hatten die Differenzen in der Stickstoffdüngung zwischen den Standorten einen größeren Einfluss auf die ermittelten Erträge als die Unterschiede in der Wasserversorgung oder der verfügbaren Sonnenstrahlung.

Die vorgestellten Modelle repräsentieren lediglich einen Ausschnitt der derzeitigen Forschungsergebnisse unterschiedlicher Arbeitsgruppen. Sie reflektieren jedoch die Vielfalt verschiedener Ansatzmöglichkeiten für die Ertragsmodellierung in Kurzumtriebsbeständen.

Die Ausführungen in dieser Arbeit knüpfen an statistisch empirische Modellansätze an. Der Ertragsschätzer ist daher immer im Kontext mit dieser Art von Wachstumsmodellen zu sehen.

3 Material

In diesem Kapitel werden die für die Arbeit verwendeten Daten vorgestellt. Neben Erläuterungen zum strukturellen Aufbau der Versuchsflächendatenbank und der daraus selektierten Messreihen erfolgt eine detaillierte Beschreibung der Versuchsfelder.

3.1 Versuchsflächendatenbank

Basis für die Entwicklung des Ertragsschätzers bildete eine Datenbank, die am Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden unter anderem im Rahmen der vorliegenden Arbeit entwickelt wurde. Das System ermöglicht eine rationelle Datenhaltung und -aktualisierung und enthält verschiedenste Auswertungsroutinen. Verfügbar sind darin Messwerte von insgesamt 26 Versuchsfeldern, die durch permanente eigene Stichprobenerhebungen sowie durch Datenaustausch bzw. -transfer mit anderen Institutionen gewonnen werden konnten. Abbildung 3-1 zeigt die Lage der in Deutschland befindlichen und in der Versuchsflächendatenbank integrierten Versuchsfelder. Daraus wird ersichtlich, dass diese ein breites Standortspektrum abdecken. Zudem beinhalten die Messreihen¹ eine Vielzahl unterschiedlichster Kombinationen von Standorten, Klonen, Pflanzverbänden, Rotationszyklen und Altern.

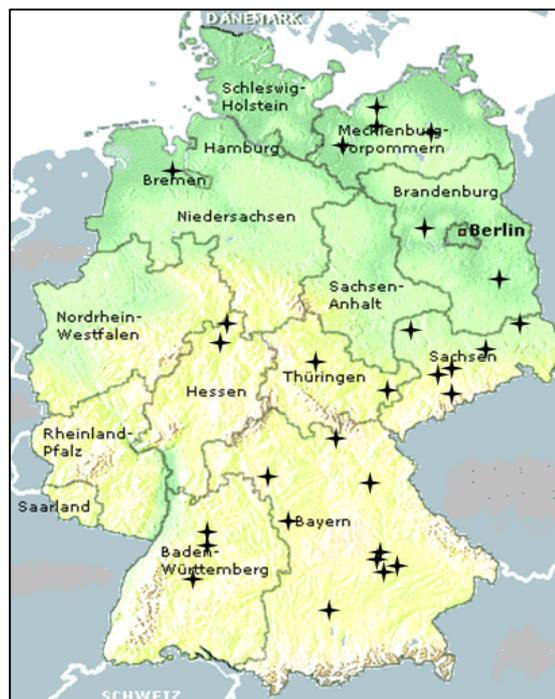


Abb. 3-1: Lage der Versuchsfelder in Deutschland (nach Steinke und Hartmann 2005, geändert).

¹ Eine Messreihe umfasst die für einen Klon ermittelten ertragskundlichen Leistungsdaten der Probestrassen bzw. des Versuchsfeldes sowie zusätzlich bei Vorhandensein die Werte der entnommenen Probestämme und hergeleiteten Regressionsfunktionen.

Auswahlkriterium für die Übernahme der Messreihen in die Versuchsflächendatenbank war die Verwendung einer einheitlichen Aufnahmemethode zur Ermittlung der Ertrags- und Biomassewerte, um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse gewährleisten zu können. Im Folgenden werden der Aufbau und die in der Versuchsflächendatenbank enthaltenen Auswertungsroutinen näher erläutert.

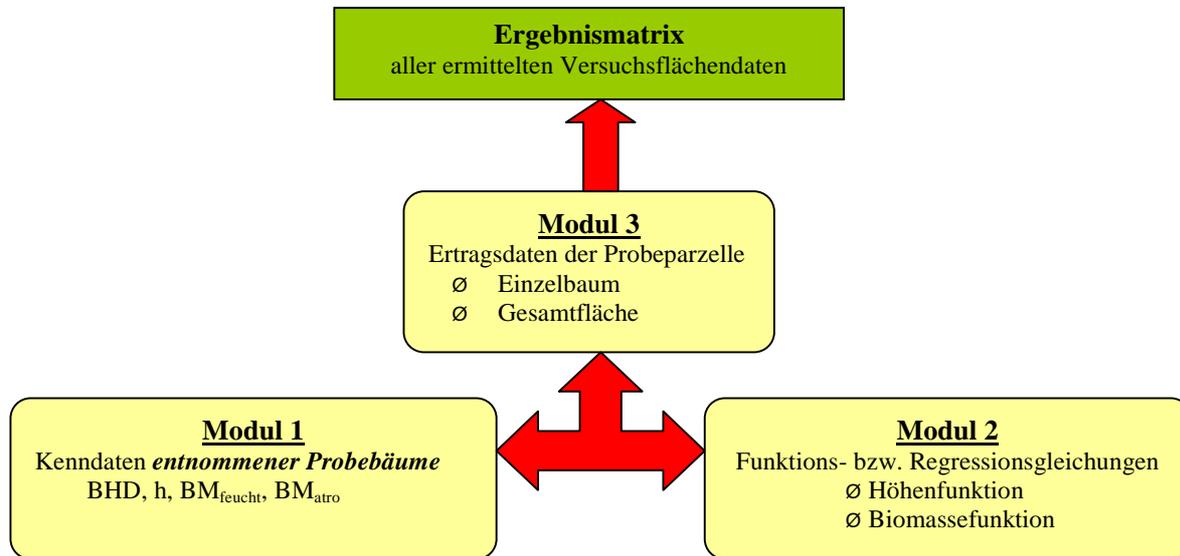


Abb. 3-2 : Strukturelle Teilkomponenten der Datenbank.

Abbildung 3-2 gibt einen Überblick der Datenbankstruktur. Basis bilden drei klonsspezifisch aufbereitete Tools, die in einer übergeordneten Ergebnismatrix zusammenfließen. Auf Grundlage von hinterlegten Basisinformationen bezüglich Versuchsfläche, Klon, Pflanzverband und Rotationszyklus gelangt der Nutzer zu den dazugehörigen Aufnahmedaten und Berechnungsroutinen, die in speziellen Arbeitsblättern innerhalb der einzelnen Tools aufbereitet wurden. In Abhängigkeit der jeweiligen statistischen Berechnungen kann auf Werte der einzelnen Teilbereiche zurückgegriffen werden.

VSF	Klon	Stockalter	Triebalter	Datum d.A.	Pflanzverband	← klonsspezifische Kennwerte
Methau II	Max 4	4	4	11/2002	3 x 2 m	

Baum-Nr.	BHD in [cm]	Biomasse feucht in [kg]	Biomasse atro in [kg]	Länge in [m]
1	2,6	2,950	1,299	4,25
2	3,2	4,220	1,755	5,14
3	3,6	4,850	2,000	5,09
4	4,4	7,270	3,296	5,78
5	5,0	12,150	5,117	6,60
6	5,4	11,670	4,953	6,45
7	5,7	11,610	4,919	7,50
8	6,3	15,710	6,865	7,35
9	6,8	20,220	8,137	8,12
10	7,4	19,840	8,572	7,50
11	7,6	22,570	9,631	8,80
12	8,5	23,930	10,659	7,61
13	8,9	39,030	16,735	9,07
14	9,1	31,530	13,721	7,76
15	9,8	41,350	18,197	9,02

Baum-Nr.	BHD in [mm]	h in [m]
1	30	5,5
2	28	3,95
3	40	5,5
4	46	6,17
5	52	6,3
6	55	6,65
7	61	6,7
8	69	6,7
9	73	7,55
10	78	8,3
11	80	7,3
12	90	7,8
13	93	8,6
14	96	7,8
15	101	9,45

Abb. 3-3 : Einblick in Tool 1 der Versuchsflächendatenbank.

Tool 1 enthält die klonspezifischen Daten der entnommenen Probestämme auf den Versuchsfeldern (Abb. 3-3). Neben Durchmesser und Länge sind die Frisch- bzw. Trockenmassen des Einzelbaumes abrufbar. Zudem können die zur Aufstellung der Bestandeshöhenkurven ermittelten BHD/Höhen-Wertepaare der gemessenen Einzelbäume innerhalb der Versuchsparzelle abgegriffen werden.

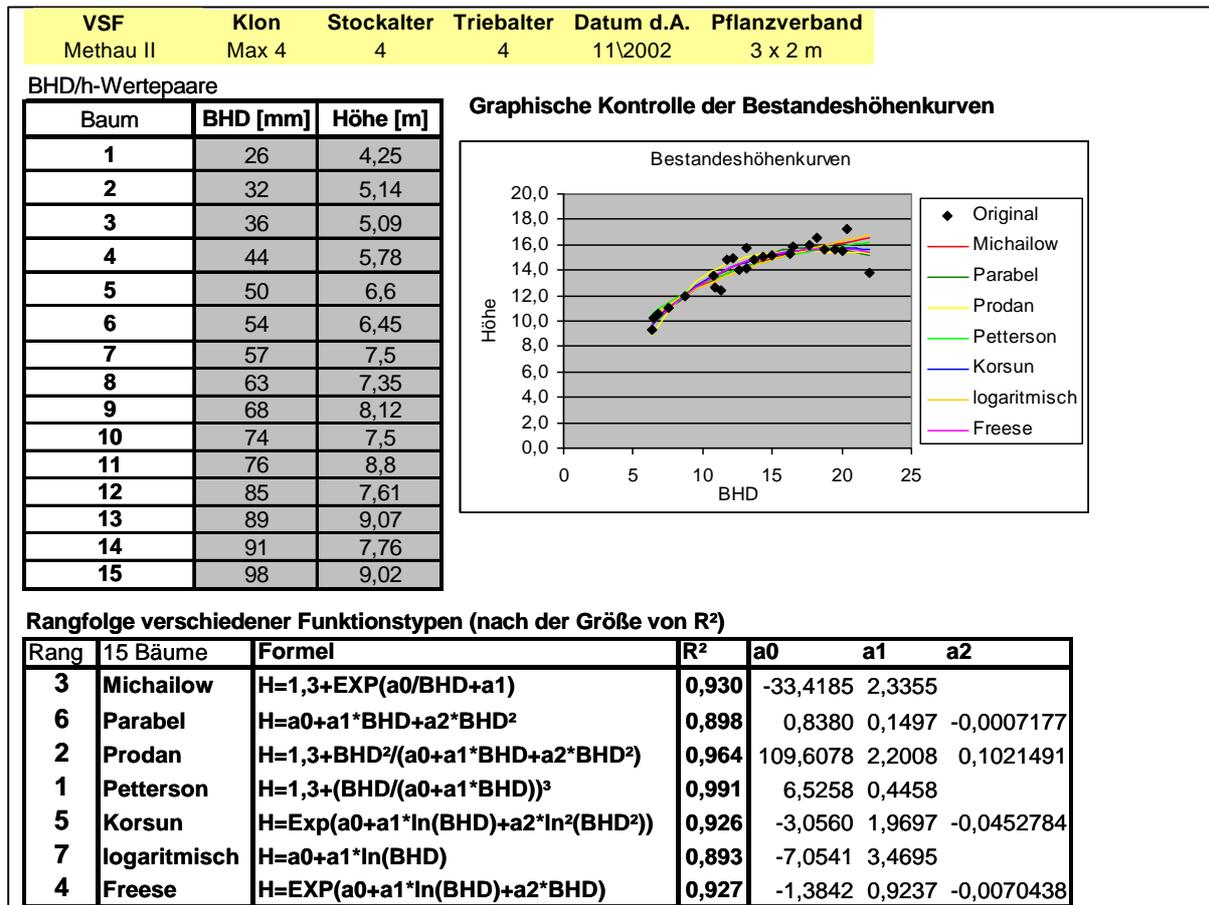


Abb. 3-4: Ausgabe der Auswertungsroutine zur Analyse der Bestandeshöhenkurven in Tool 2 der Versuchsfächendatenbank.

In Tool 2 sind jeweils zwei Auswertungsroutinen zum Test der Anpassungsgüte verschiedener Höhen- bzw. Biomassefunktionstypen integriert. Nach Einladen der entsprechenden Wertepaare der Probestämme (für die Prüfung der Höhenfunktion: BHD und Höhe; für die Prüfung der Biomassefunktion: BHD, Länge und Biomasse) wird eine Rangfolge verschiedener Funktionstypen bezüglich ihrer Anpassungsgüte ausgegeben. Neben der Auflistung der Regressionsgleichungen ist zusätzlich eine Grafik für die visuelle Plausibilitätskontrolle der Kurvenverläufe hinterlegt. Abbildung 3-4 zeigt einen Ausschnitt aus dem Anpassungsmodul für die Höhenfunktion am Beispiel der Probestammdaten für Klon Max 4 auf dem Versuchsfeld Methau II.

Zudem sind Teile der Ergebnismatrix so aufbereitet, dass sie ohne weiteres in das Statistikprogramm SPSS[®] überführt bzw. eingeladen werden können. In diesen Einzeltabellen sind nochmals eine Vielzahl von Faktoren, wie beispielsweise speziell entwickelte Klimaindizes hinterlegt und den Ertragsleistungen gegenübergestellt. Somit ist es jederzeit möglich, gezielt statistische Analysen zur Untersuchung weiterer Zusammenhänge durchzuführen (Klima-Zuwachsbeziehungen etc.).

3.2. Daten für die Modellparametrisierung

Die Berechnungen zur Modellentwicklung und -parametrisierung erfolgten auf der Basis von zwei Datensätzen, die aus der Versuchsflächendatenbank zusammengestellt wurden:

- I) Datensatz für die Herleitung standardisierter Biomassefunktionen (vgl. 5.2.2)
- II) Datensatz für die Prüfung unterschiedlicher Modellansätze (vgl. 5.2.3 und 5.3).

Die darin enthaltenen Messreihen mussten zuvor definierte Auswahlkriterien erfüllen, die im Folgenden näher erläutert werden. Für einen Gesamtüberblick der verwendeten Daten sei auf Tabelle 3-5 Seite 32 verwiesen.

3.2.1 Datensatz für die Herleitung standardisierter Biomassefunktionen

Für die Herleitung standardisierter Biomassefunktionen wurden ausschließlich Messreihen mit Daten von Probebäumen verwendet, die durch eigene Erhebungen gewonnen wurden. Der Grund dafür war, dass hier zusätzlich zu Brusthöhendurchmesser und Frisch- bzw. Atroge- wicht die Aufnahme der Höhe erfolgte. Für den Vergleich verschiedener Funktionstypen galt dies als eine Grundvoraussetzung, da neben der Biomasse als Bestimmungsgröße sowohl der Brusthöhendurchmesser als auch die Höhe als Erklärungsvariable getestet werden sollten.

Insgesamt konnte auf 54 Messreihen zurückgegriffen werden. Sie basieren auf den Erhebungen von 11 Klonen auf 7 Versuchsfeldern mit einem breiten Alters- und Pflanzverbandsspektrum.

3.2.2 Datensatz für die Prüfung unterschiedlicher Modellansätze

Die für die Prüfung unterschiedlicher Modellansätze herangezogenen Messreihen sollten verschiedenste Faktorenkombinationen aus Standort, Pflanzverband bzw. Alter abdecken. Mit Hilfe der in EXCEL[®] enthaltenen Programmoption *PIVOT-Tabellen* wurden daher die Messreihen nach den Schnittmengen Klon, Versuchsfeld, Pflanzverband und Mittelhöhe sortiert. Damit sollten diejenigen Klone identifiziert werden, die sowohl auf verschiedenen Standorten

mit unterschiedlichen Pflanzverbänden vorkommen als auch ein breites Mittelhöhenspektrum abdecken. Für die Klonselktion wurden folgende drei Auswahlkriterien definiert:

- 1) Vorkommen auf mindestens drei Versuchsfeldern,
- 2) Etablierung in einem Pflanzverband für die stoffliche und energetische Nutzung,
- 3) Mittelhöhenausprägung in mindestens drei ausgewiesenen Klassen.

Filterstufe I: Etablierung der Klone auf den Versuchsfeldern

In einem ersten Schritt erfolgte die Analyse der Anbauhäufigkeit der Klone auf den Versuchsfeldern. Dazu wurden diese unabhängig von ihrer Begründungsdichte den Anbaustandorten gegenübergestellt.

Tab. 3-2: Ausschnitt aus der Tabellenmatrix für die Analyse der Klonetablierung auf den einzelnen Versuchsfeldern (hier nur 12 der ursprünglich 23 Klone des Gesamtdatensatzes dargestellt).

		Klone und deren Anbauhäufigkeit auf den Versuchsfeldern											
Versuchsfeld	Bundesland	Androskoggin	Matrix	Max1	Japan105	Beaupre	Max3	Max4	10-85	Hybrid 275	Münden	Ahle	Topiar
Arnsfeld	Sachsen	1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Methau I	Sachsen	-	3	-	-	-	3	3	-	3	-	-	-
Methau II	Sachsen	1	-	1	-	-	-	3	-	-	1	-	-
Nochten	Sachsen	1	-	-	-	-	-	1	-	-	1	-	-
Skäßchen	Sachsen	1	-	1	-	-	-	3	-	-	1	-	-
Thammenhain	Sachsen	1	-	1	-	-	-	3	-	-	1	-	-
Kuhstorf	Meckl.-Vorp.	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-
Laage	Meckl.-Vorp.	-	-	3	-	3	3	3	-	-	-	-	-
Potsdam	Brandenburg	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	-	-
Beuerberg	Bayern	-	-	2	-	-	2	3	1	-	1	1	1
Kammern	Bayern	2	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	-
Neuhof	Bayern	-	-	1	-	-	1	-	-	-	2	2	-
Schwarzenau	Bayern	-	-	-	-	3	-	1	-	1	-	-	-

Tabelle 3-2 zeigt einen Ausschnitt der entsprechenden Matrix. Wie daraus zu entnehmen ist, schwankte die klonspezifische Anbauhäufigkeit stark. Während manche Klone nur auf einem Versuchsfeld etabliert wurden (z. B. Klon 10-85), waren andere fast überall vertreten (z. B. Klon Max 4). Es gab jedoch keinen Klon, der auf allen Versuchsfeldern ausgebracht wurde. Das ist auf die mit den verschiedenen Untersuchungszielen der einzelnen Flächen korrespondierende Anbauwürdigkeit der Klone zurückzuführen. Daneben war die Klonverfügbarkeit zum Anlagezeitpunkt ein begrenzender Faktor. Damit eine hinreichend große Auswertungsbasis erhalten blieb, wurde das Auswahlkriterium auf das Vorkommen auf mindestens 3 Versuchsfeldern festgelegt.

Die für die Datenmenge zur Weiterberechnung übernommenen Klone sind farblich unterlegt. Insgesamt wurden 67 Messreihen auf der Grundlage von 7 Klonen separiert. Die unterschiedliche Anbauhäufigkeit der Klone innerhalb eines Versuchsfeldes ist durch die Anzahl der Pflanzverbände und verschiedene Alter bedingt. So wurde beispielsweise Klon Max 4 auf

dem Versuchsfeld Methau II in drei Pflanzverbänden [3x1 m, 3x2 m; 3x3 m] angebaut; Klon Max 1 jedoch nur in einer Verbandsbreite [3x2 m].

Filterstufe II: Pflanzverbandsspektrum

In einem weiteren Schritt wurde anschließend analysiert, ob die so herausgefilterten Messreihen ein weites Pflanzverbandsspektrum umfassen. Hintergrund dafür waren Überlegungen, die Auswirkung unterschiedlicher Bestandesdichten auf die Biomasseleistung statistisch zu analysieren. Zur Gruppenbildung wurden 5 verschiedene Stammzahlklassen in Anlehnung an praxisrelevante Pflanzverbände gebildet:

<i>Stammzahl (N) in Stück/ha</i>	<i>Klasse</i>	<i>Beispiele praxisrelevante Pflanzverbände</i>
$N \leq 1100$	1	3x3 m (stofflich)
$1100 < N \leq 1600$	2	3x2 m (stofflich)
$1600 < N \leq 3300$	3	3x1 m (stofflich)
$3300 < N \leq 6600$	4	2,5x0,6 m (energetisch)
$N > 6600$	5	$\leq 1,5 \times 0,75$ m (energetisch)

Während die Klassen 1 bis 3 für die stoffliche Nutzung charakteristische Pflanzverbände wie beispielsweise 3x3 m, 3x2 m und 3x1 m beinhalten, repräsentieren die Klassen 4 (z. B. 2,5 x 0,6 m) und 5 (alle engeren Pflanzverbände) typische Pflanzverbände für die energetische Nutzung. Hierbei sei darauf verwiesen, dass in Folgerotationen die Stammzahlen der Pflanzverbände durch Mehrfachaustrieb wesentlich höher liegen können. Zudem besteht die Möglichkeit, dass bei einer hohen Anzahl von Ausfällen die Triebzahl deutlich kleiner als die ursprüngliche Begründungsdichte ist.

Tab. 3-3: Tabellenmatrix für die Belegung der Stammzahlklassen bei den herausgefilterten Klonen.

Stammzahlklasse	Anzahl der Messreihen der Klone innerhalb der Stammzahlklassen						
	Androscoggin	Max1	Beaupre	Max3	Max4	Hybrid 275	Münden
1	-	-	-	-	5	-	2
2	3	2	-	-	3	-	1
3	2	3	3	4	6	4	3
4	2	-	-	1	1	-	1
5	-	5	4	4	6	2	-

Das Ausschlusskriterium wurde so gewählt, dass bei den jeweiligen Klonen mindestens eine der Klassen, die sowohl für die stoffliche als auch energetische Produktion relevant sind, belegt sein musste. Wie aus Tabelle 3-3 hervorgeht, erfüllten dies alle Messreihen, die nach der ersten Filterstufe übernommen wurden.

Filterstufe III: Mittelhöhenspektrum

Mit einer weiteren Analyse wurde geprüft, ob die Messreihen ein breites Höhenspektrum abdecken, um den Einfluss der Höhenentwicklung auf die Ausprägung der Biomasseleistung quantifizieren zu können. Die Gruppenbildung erfolgte auf der Basis von 4 Klassen von denen mindestens 3 belegt sein mussten:

<i>Mittelhöhe (hm)</i>	<i>Klasse</i>
$hm \leq 4$	1
$4m < hm \leq 8 m$	2
$8m < hm \leq 12 m$	3
$hm > 12 m$	4

Alle Messreihen der verbliebenen Klone erfüllten dieses Kriterium (Tab. 3-4).

Tab 3-4: Tabellenmatrix für die Belegung der Mittelhöhenklassen bei den herausgefilterten Klonen.

Mittelhöhenklasse	Anzahl der Messreihen der Klone innerhalb der Mittelhöhenklassen						
	Androscoggin	Max1	Beaupre	Max3	Max4	Hybrid 275	Münden
1	2	1	-	-	4	-	3
2	3	5	4	3	10	4	1
3	2	3	2	5	6	1	2
4	-	1	1	1	1	1	1

Nach den drei Filterstufen wurden insgesamt 67 Messreihen für die Prüfung unterschiedlicher Modellansätze übernommen. Diesen liegen Erhebungen an 7 Klonen auf 12 Versuchsfeldern zu Grunde.

3.2.3 Übersicht aller für die Modellparametrisierung verwendeten Messreihen

In Tabelle 3-5 sind alle für die statistischen Berechnungen aus dem Datenbankbestand selektierten Messreihen aufgeführt. Das Altersspektrum der untersuchten Klone reicht von 3/3 (dreijähriger Trieb auf dreijährigem Stock) bis 10/10 (zehnjähriger Trieb auf zehnjährigem Stock). Die Stammzahlen bewegen sich mit 1000 bis 25000 Individuen pro Hektar in einem weiten Bereich. Dabei beziehen sich die Stammzahlen auf die bei den Aufnahmen vorgefundenen aus Stecklingen hervorgegangenen Kernwüchse, in der ersten Rotation bzw. auf Austriebe (Stockausschlägen) in der Folgerotation. Aufgrund des großen Alters- und Standort-spektrums liegen auch die Höhen in einem weiten Streuband, welches sich von 3,0 m bis 16,0 m erstreckt.

Tab. 3-5: Übersicht der für die statistischen Berechnungen herangezogenen Messreihen¹.

Versuchsfeld	Klon	Alter (Trieb/Stock)	Pflanzverband [m]	Stammzahl [N/ha]	Mittelhöhe [m]	Anzahl der Messreihen für die Berechnungen zur Herleitung von		
						Biomassefunktion	Modellansätzen	
Arnsfeld (Sachsen)	Androscoggin	4/4	3x2	1500	5,0	1	1	
	Matrix	4/4	3x2	1500	5,0	1	-	
	Max 1	4/4	3x2	1500	5,5	1	1	
Methau I (Sachsen)	275	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 12,0 / 15,0	3	3	
	Matrix	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 13,0 / 16,0	3	-	
	Max 3	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,5 / 11,0 / 14,0	3	3	
	Max 4	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 10,5 / 14,5	3	3	
Methau II (Sachsen)	Max 1	4/4	3x2	1500	7,5	1	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1100-3300	6,5-8,0	3	3	
	Münden	4/4	3x2	1500	8,0	1	1	
	Androscoggin	4/4	3x2	1500	7,0	1	1	
Nochten (Sachsen)	Androscoggin	4/4	3x1	3000	3,0	1	1	
	Max 4	4/4	3x1	3000	4,0	1	1	
	Münden	4/4	3x1	2000	4,0	1	1	
Skäßchen (Sachsen)	Androscoggin	4/4	3x1	2000	3,0	1	1	
	Max 1	4/4	3x1	3000	4,0	1	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1000-3000	3,5-4,0	3	3	
	Münden	4/4	3x2	1000	3,0	1	1	
Thammenhain (Sachsen)	Androscoggin	4/4	3x2	1000	5,0	1	1	
	Max 1	4/4	3x1	2000	5,0	1	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1000-3000	4,5-5,0	3	3	
Münden		4/4	3x2	1000	4,0	1	1	
	Laage (Meckl.-Vorp.)	Max 1	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	7000-21000	6,0 / 8,0 / 14,0	3	3
		Max 3	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	7000-21000	6,5 / 7,5 / 11,0	3	3
Max 4		4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	9000-21000	6,5 / 8,0 / 12,0	3	3	
Beupre		4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	8000-16000	7,0 / 7,5 / 14,0	3	3	
Raspalje		4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	8000-16000	5,5 / 7,5 / 11,5	3	-	
Muhle Larsen		4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	10000-17000	5,5 / 6,5 / 12,0	3	-	
ATP Bornim (Brandenburg)	275 (NE 42)	4/12	1,2x0,4	15000-25000	6,5/6,9	-	2	
Beuerberg (Bayern)	Max 1	5/10	2,5x0,6	7700-11000	8,5/9,0	-	2	
	Max 3	5/10	2,5x0,6	5000-10000	9,5/11,0	-	2	
	Max 4	5/10	2,5x0,6	7000-9000	8,5/9,0/9,0	-	3	
	Münden	5/10	2,5x0,6	5000	11,5	-	1	
Kammern (Bayern)	Max 4	5/5	2,5x0,6	6000	8,5	-	1	
	Beupre	5/5	2,5x0,6	6000	7,5	-	1	
	Androscoggin	5/5	2,5x0,6	6000	8,5/8,5	-	2	
Neuhof (Bayern)	Max 1	10/10	2,5x1,2	3000	12,0	-	1	
	Max 3	10/10	2,5x1,2	3000-3500	12,0	-	1	
	Münden	10/10	2,5x1,2	1500-5000	12,0-13,0	-	2	
Schwarzenau (Bayern)	Max 4	5/5	2,5x1,2	3000	8,0	-	1	
	Beupre	5/5	2,5x1,2	3300	5,5/7,0/8,0	-	3	
	275	5/5	2,5x1,2	3300	8,0	-	1	
						54	67	

¹ Zahl der Messreihen je Versuchsfeld und Klon ergibt sich aus der Kombination von Alter und Pflanzverband:

Beispiel 1: Versuchsfeld Methau I/Klon 275:

Anzahl der Messreihen für die Herleitung der standardisierten Biomassefunktionen = 3, da 3 verschiedene Alter in einem Pflanzverband vorhanden sind.

Beispiel 2: Versuchsfeld Skäßchen/Klon Max 4:

Anzahl der Messreihen für die Herleitung der Modulelansätze = 3, da 3 verschiedene Pflanzverbände für ein Alter bestehen.

Die Kombination der unterschiedlichen Ausprägungen der Einzelfaktoren Standort, Klon, Alter, Mittelhöhe und Stammzahl zieht eine hohe Variation der durchschnittlichen Gesamtzuwächse an Atrobiomasse nach sich. Diese betragen zwischen $0,2 \text{ t}_{\text{atro}}/[\text{ha}^*\text{a}]$ und $23,5 \text{ t}_{\text{atro}}/[\text{ha}^*\text{a}]$. Abbildung 3-6 verdeutlicht dies anhand der dGZ_{atro} -Spannweiten¹ auf den einzelnen Versuchsfeldern.

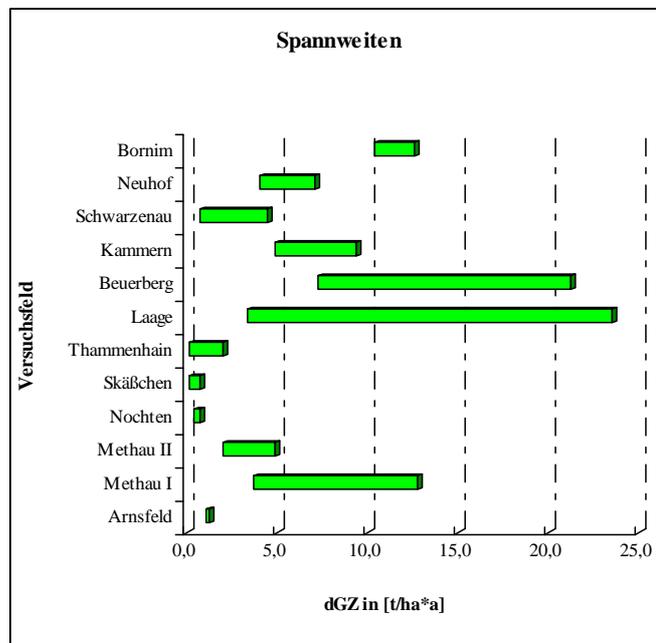


Abb. 3-6: Spannweiten der für die verwendeten Messreihen ermittelten durchschnittlichen Gesamtzuwächse an Atrobiomasse auf den Versuchsfeldern.

Die Wirkungen der Einzelfaktoren auf das Ertragspotential differieren bei den Messreihen erheblich. So sind beispielsweise die großen Unterschiede zwischen dem minimalen und maximalen durchschnittlichen Gesamtzuwachs an Atrobiomasse auf dem Versuchsfeld Laage insbesondere durch die stark variierenden Stammzahlen (7000-21000 N/ha) bedingt. Hohe Stammzahlen infolge von Wiederaustrieb nach einjährigem Rückschnitt (Alter 4/5; 9/10) korrespondieren hier mit hohen Erträgen.

Der Einfluss des Standortes auf das Ertragspotential wird beim Vergleich der Messreihen der Versuchsfelder Methau II und Skäßchen deutlich. Hier werden bei gleichen Kombinationen aus Klon, Pflanzverband und Alter auf dem wesentlich besseren Standort des Versuchsfeldes Methau II fast die dreifachen dGZ_{atro} -Werte erzielt.

Die verwendeten Messreihen spiegeln insofern die große Bandbreite von Effekten wider, die verschiedene Einzelfaktoren bzw. Faktorenkombinationen auf die Größe des durchschnittlichen Gesamtzuwachses an Atrobiomasse ausüben können.

¹ Die dGZ -Spannweite umfasst den kleinsten und größten Wert der für alle Messreihen auf den Versuchsfeldern für den durchschnittlichen Gesamtzuwachs an Atrobiomasse ermittelt wurde.

3.3 Versuchsflächenübersicht der Daten für die Modellparametrisierung

3.3.1 Versuchsdesign

Die aus der Datenbank für beide Datensätze übernommenen Messreihen wurden auf 12 verschiedenen Versuchsfeldern erhoben. Da für die Entwicklung des Ertragsschätzers keine eigene Versuchsserie angelegt werden konnte, musste auf bereits existierende Flächen zurückgegriffen werden. Bei deren Begründung lagen zum Teil unterschiedliche wissenschaftliche Zielstellungen vor, wodurch sowohl das verwendete Klonmaterial als auch die realisierten Pflanzverbände variierten. Damit konnte kein für klassische Versuchsreihen typisches, einheitliches Anlagendesign realisiert werden.

3.3.2 Beprobte Klone

Auf den Versuchsfeldern wurde mit geringen Ausnahmen auf den Anbau sehr anspruchsvoller Arten der Sektion *Aigeiros* (Schwarzpappel) verzichtet. Die Beprobungen zur Bestimmung der Biomasseleistung konzentrierten sich daher auf ausgewählte Klone- und Klonmischungen der Sektion *Tacamahaca* (Balsampappeln) und *Leuce* (Weiß-, Zitter-, Graupappeln).

Tab. 3-6: Übersicht der beprobten Pappel-Klone.

Name	Sektion	Botanischer Name	Zulassung in Deutschland
Androscoggin	Tacamahaca	<i>Populus maximoxiczii x trichocarpa</i>	ja
Max 1-4	Tacamahaca	<i>Populus maximoxiczii x trichocarpa</i>	ja
Matrix	Tacamahaca	<i>Populus maximoxiczii x trichocarpa</i>	nein
Hybrid 275	Tacamahaca	<i>Populus maximoxiczii x trichocarpa</i>	nein
Beaupre	Tacamahaca	<i>Populus trichocarpa x deltoides</i>	nein
Münden	Leuce	<i>Populus tremula x tremuloides</i>	ja

Tabelle 3-6 gibt einen Überblick zu Sektion, botanischen Namen bzw. Zulassung der getesteten Klone; Tabelle 3-7 zeigt deren Verteilung auf den Versuchsfeldern.

Tab. 3-7: Verteilung der beprobten Klone auf den Versuchsfeldern.

Klone	Versuchsflächen											
	Sachsen						MV*	BB**	Bayern			
	Skäßchen	Nochten	Thammenhain	Methau I	Methau II	Arnsfeld	Laage	Potsdam	Beuerberg	Kammern	Neuhof	Schwarzenau
Androscoggin	x	x	x		x	x					x	
Max 1	x		x		x	x	x		x		x	
Max 3				x			x		x		x	
Max 4	x	x	x	x	x		x		x	x		x
Matrix				x		x						
Hybrid 275				x					x			
Beaupre							x			x	x	x
Münden	x	x	x		x						x	

* MV = Mecklenburg-Vorpommern

** BB = Brandenburg

Die Balsampappel-Klone wurden überwiegend als Steckhölzer ausgebracht, die Zitterpappelklonmischungen und -nachkommenschaften entweder als bewurzelte Stecklinge oder als Sämlingspflanzen.

3.3.3 Versuchsfelder mit eigenen Erhebungen

Eigene Erhebungen erfolgten auf insgesamt 8 Versuchsfeldern in Sachsen, Mecklenburg-Vorpommern und Brandenburg. Die in Sachsen befindlichen Versuchsfelder Skäßchen, Nochten, Thammenhain, Methau II sowie Arnsfeld wurden in den Jahren 1997 und 1998 im Rahmen des durch das Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) geförderten Verbundprojektes „Pappelanbau für die Papierherstellung“ mit der Zielstellung angelegt, die Eignung verschiedenster Klone für die stoffliche Nutzung zu untersuchen (WOLF und BÖHNISCH 2004). Die Klone wurden hier in sehr weiten Pflanzverbänden bzw. mit niedrigen Stammzahlen etabliert. Die Anlage des Versuchsfeldes Methau I erfolgte 1996 im Zuge des BMELV-Projektes „Naturnahe Flächenbewirtschaftung zur energetischen Nutzung von Biomasse aus dem Forst- und Agrarbereich / Schaffung von Referenzobjekten im Regierungsbezirk Chemnitz“ (BEMMANN et al. 1996).

Das in Brandenburg befindliche Versuchsfeld des Instituts für Agrartechnik Bornim e. V. ist Teil eines praxisnahen Anbauversuches zum Vergleich unterschiedlichster Energiepflanzen bezüglich ihrer Ertragsfähigkeit und Umweltverträglichkeit (SCHOLZ et al. 2004, 2004a). Im Gegensatz zu den sächsischen Versuchsfeldern erfolgte die Begründung mit sehr engen Pflanzverbänden bzw. hohen Stammzahlen. Gleiches gilt für das Versuchsfeld Laage in Mecklenburg-Vorpommern. Hier standen Untersuchungen zur anbautechnischen und wachstumskundlichen Eignung von schnellwachsenden Baumarten in Form von Energieholzkulturen im Vordergrund (STEINKE 2000).

3.3.3.1 Versuchsfelder in Sachsen

Die 6 Versuchsfelder befinden sich in unterschiedlichen Landschaftsräumen mit verschiedenen standörtlichen und klimatischen Verhältnissen (Abb. 3-7). Sie repräsentieren alle für den Pappelanbau auf landwirtschaftlichen Stilllegungsflächen in Sachsen relevanten Standorte.

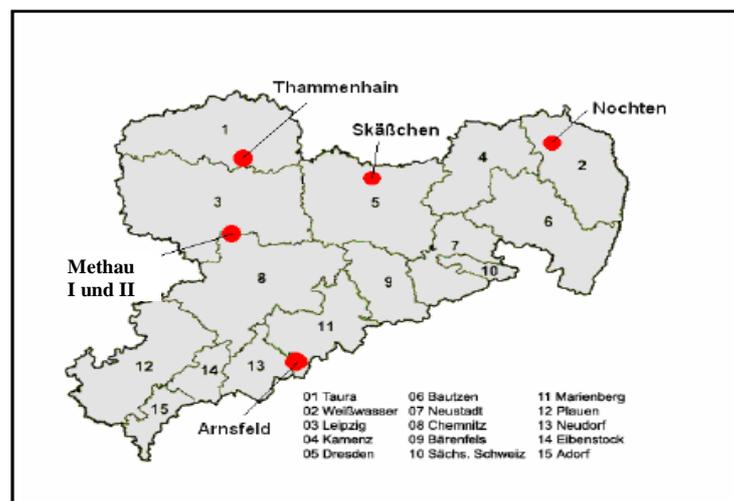


Abb. 3-7: Lage der sächsischen Versuchsfelder (nach WOLF und BÖHNISCH 2004, geändert).

Die Größe der einzelnen Versuchsfelder beträgt zwischen 3,6 ha und 17,5 ha (Tab. 3-8). Die Höhenlage erstreckt sich vom Tiefland (ab 120 m) bis zum mittleren Bergland (650 m ü. NN). Entsprechend bewegt sich die durchschnittliche Jahrestemperatur von unter 7 °C bis 8,5 °C. Deutlicher variieren die für die Ertragsleistung nicht unwesentlichen durchschnittlichen Jahresniederschläge mit Werten zwischen 575 und 930 mm.

Tab. 3-8: Übersicht der sächsischen Versuchsfelder.

Versuchsfeld	Bundesland	Fläche [ha]	Ackerzahl	Höhe [m ü. NN]	Mittlere J. Temp. [°C]	Mittlerer J. Nied. [mm]
Arnsfeld	Sachsen	4	29	600-650	< 7,0	> 850
Methau I	Sachsen	6	58	180-220	8,1	690
Methau II	Sachsen	13,4	67	180-220	8,1	690
Nochten	Sachsen	3,6	30	140	8,5	620 - 660
Skäßchen	Sachsen	17,5	38	120	8,5	550 - 600
Thammenhain	Sachsen	11,5	42	130	8,5	550 - 600

Mit einer Ausnahme (Skäßchen - Agrarflugplatz) handelt es sich um Flächen, die entweder als Acker genutzt wurden (Methau I und II; Thammenhain, Arnsfeld) oder sich im Zustand der Brache befanden (Nochten). Bis auf die Fläche Nochten - sie liegt auf einer rekultivierten Kippe - stocken die Versuchsfelder auf gewachsenem Boden, wobei sich je nach Ausgangssubstrat unterschiedliche Bodentypen und Bodenarten entwickelt haben (Tab. 3-9).

Tab. 3-9: Standortverhältnisse der sächsischen Versuchsfeldern (nach WOLF und BÖHNISCH 2004).

Fläche	Bodentyp	Bodenarten	Ackerwertzahl	Vornutzung
Skäßchen	Braunerde/ Humusbraunerde	Lößsande/ reine Sande/ lehmige Sande	38	Acker/ Agrarflugplatz
Nochten	Regosol aus flachem Sandlehm	Ton/ reine Sande/ schluffige Sande	30	Wildwiese /Brache
Methau I	Pseudogley-Braunerde Braunerde-Pseudogley Braunerde-Regosol	lehmige Sande schluffige Lehme	58	Acker
Methau II	Braunerde/ Pseudogley-Braunerde Braunerde-Pseudogley	Lehm/ schluffige Lehme/ sandige Lehme	67	Acker
Thammenhain	Pseudogley-Braunerde Braunerde-Pseudogley	lehmige Sande/ schluffige Sande sandige Lehme	42	Acker
Arnsfeld	Braunerde	Lehm/ sandige Lehme/ Sand	29	Acker

In Abhängigkeit von den auftretenden Bodenarten und deren Häufigkeit unterscheiden sich die Versuchsfelder deutlich in der Wasserversorgung. Während die Versuchsfelder Skäßchen und Thammenhain auf Grund des hohen Anteils an Sanden ungünstige Verhältnisse aufweisen, sind die Flächen in Methau I, II und Arnsfeld auf Grund des hohen Anteils an Lehmen mit unterschiedlichen Anteilen von Schluffen und Sanden durch günstige Verhältnisse geprägt. Eine Sonderrolle spielt auch hier das Versuchsfeld Nochten. Als Rekultivierungsstand-

ort weist es im Unterboden ein äußerst heterogenes Gemisch aus Bodenarten mit unterschiedlichsten Wasserspeicherkapazitäten auf.

Gleichermaßen unterscheiden sich die Versuchsfelder bezüglich ihrer Nährstoffversorgung. Die Flächen Arnsfeld und Nochten können grundsätzlich als nährstoffarm eingestuft werden. Die Flächen Skäßchen und Thammenhain haben eine mittlere Nährstoffversorgung, wobei Thammenhain als besser versorgt anzusprechen ist. Die Versuchsfelder Methau I und II besitzen eine reiche Nährstoffversorgung.

Diese zum Teil höchst unterschiedlichen standörtlichen Gegebenheiten der einzelnen Versuchsfelder kommen in den Ackerwertzahlen¹ (AG BODEN 1996) zum Ausdruck, die zwischen 29 und 67 angesiedelt sind.

Die Anzahl der angebauten Klone und Klonmischungen variierte in Abhängigkeit der Flächengröße sowie des zur Verfügung stehenden Vermehrungsgutes zwischen 8 und 15 je Versuchsfeld. Alle Klone befanden sich in der 1. Rotation. Das heißt, sie wurden im gesamten Wuchszeitraum nicht abgenommen bzw. auf den Stock gesetzt.

Der Standardverband beträgt bei den Versuchsfeldern Skäßchen und Nochten 3 x 1 m, hingegen liegt er bei den Versuchsfeldern Methau II, Thammenhain und Arnsfeld bei 3 x 2 m. Um den Einfluss verschiedener Pflanzverbände zu untersuchen, wurden zudem Versuche mit den Verbänden 3 x 1 m, 3 x 2 m sowie 3 x 3 m begründet. Auf dem Versuchsfeld Methau I erfolgte der Anbau der Klone in einem Pflanzverband von 2,5 x 1 m.

Die Beprobung und Biomassebestimmung wurde auf jedem Versuchsfeld grundsätzlich für mindestens 3 Pappelklone durchgeführt, die jedoch standortspezifisch variierten. Auf den größeren Versuchsflächen Skäßchen, Methau I, II und Thammenhain erfolgte zusätzlich die Biomasseerhebung für den Klon Max 4 in den jeweiligen Pflanzverbandsvarianten.

3.3.3.2 Versuchsfelder in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern

Die Kenndaten und Lage der beiden in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern befindlichen Versuchsfelder sind Tabelle 3-10 bzw. Abbildung 3-8 zu entnehmen.

Tab. 3-10: Übersicht der Versuchsfelder in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern

Versuchsfeld	Bundesland	Fläche [ha]	Ackerzahl	Höhe [m ü. NN]	Mittlere J. Temp. [°C]	Mittlerer J. Nied. [mm]
Laage	Meckl.-Vorp.	9,3	38 - 42	30	8	600 - 660
Potsdam	Brandenburg	2,5	30	35	9,5	450

¹ Die Ackerzahl bezeichnet die Qualität einer Ackerfläche. Sie geht von der Bodenzahl aus und bezieht zusätzliche Standortfaktoren wie das Klima mit ein. Die Skala reicht von 10 (sehr schlecht) bis 100 (sehr gut).



Abb. 3-8: Lage der Versuchsfelder in Brandenburg (links) und Mecklenburg-Vorpommern (rechts).

Während die deutlich kleinere Fläche in Bornim (2,5 ha) schon seit langem als Versuchsfeld betrieben wird, wurde das Versuchsfeld Laage (9,3 ha) ursprünglich als Acker genutzt. Trotz ähnlicher Bodentypen bzw. Arten werden für die Flächen unterschiedliche Ackerwertzahlen ausgewiesen (Tab. 3-11). Dies liegt daran, dass in Laage deutlich höhere mittlere Jahresniederschläge erreicht werden, wodurch in dieser Region mit höheren Erträgen zu rechnen ist. Grundsätzlich weisen beide Standorte eine mittlere Nährstoffversorgung auf und sind durch eine mäßige Wasserversorgung gekennzeichnet.

Tab. 3-11: Standortkenndaten für die Versuchsfelder in Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern.

Fläche	Bodentyp	Bodenarten	Ackerwertzahl	Vornutzung
Potsdam	Braunerde	lehmgiger Sand/ sandiger Lehm	30	Versuchsfläche
Laage	Braunerde	lehmgiger Sand	38 - 42	Acker

Auf dem Versuchsfeld Laage wurden 27 Pappelklone bzw. -klonmischungen angebaut. Hintergrund war, die Anbauwürdigkeit unterschiedlichster Klonsorten für die energetische Nutzung in dieser Region zu testen. Der Standardpflanzverband beträgt 1,5 x 0,5 m. Das Versuchsfeld ist in einen so genannten M-Block (Mutterquartier) und T-Block (Tochter-Quartier) geteilt. Im M-Block erfolgte nach dem ersten Jahr ein Rückschnitt. Durch die Stockausschläge beim Wiederaustrieb sind die Stammzahlen pro Hektar wesentlich höher als im T-Block. Hier befinden sich die Pflanzen in der 1. Rotation. Insgesamt wurden 6 Pappelklone beprobt, die sich durch besondere Wuchseigenschaften auszeichneten. Die Erhebungen erfolgten sowohl im T- als auch M-Block im Alter von 4 und 9 Jahren.

Für die Vergleichsstudie der Ertragsfähigkeit und Umweltverträglichkeit unterschiedlicher Energiepflanzen auf dem Versuchsfeld Bornim wurden lediglich 2 Pappelklone im Pflanzverband 1,5 x 0,5 m angebaut, die als Referenzklone der Baumart Pappel dienten. Dabei kam ein zwei- und vierjähriger Rotationszyklus zur Anwendung. Dadurch konnten infolge des Mehrfachaustriebes in den Folgerotationen wesentlich höhere Stammzahlen als im ersten Umtrieb

erzeugt werden. Die Beprobung erfolgte bei beiden Klonen sowohl in der zwei- als auch vierjährigen Rotation im Alter 2/12 (2-jähriger Trieb auf 12-jährigem Stock) bzw. 4/12 (4-jähriger Trieb auf 12-jährigem Stock). In die statistischen Berechnungen wurden allerdings lediglich zwei Messreihen des Klons 275 (NE-42) einbezogen.

3.3.4 Versuchsfelder mit Erhebungen Externer

Von den durch andere Institutionen erhobenen Daten wurden die Messreihen von vier im Rahmen des Forschungsprojektes „Anbauversuche mit schnellwachsenden Baumarten im Kurzumtrieb“ durch die Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft (LWF) angelegten Versuchsfeldern genutzt (BURGER et al. 1996).

Tab. 3-12: Kurzcharakteristik der bayerischen Versuchsfelder.

Versuchsfeld	Anlage	Fläche [ha]	Vornutzung	Höhe [m ü. NN]	Mittlere J. Temp. [°C]	Mittlerer J. Nied. [mm]
Beuerberg	1993	1,2	Weide	630	7,0-8,0	1100-1299
Kammern	1998	1,5	Acker	410	7,0-8,0	750-849
Neuhof	1993	10	Acker	510-530	7,0-8,0	650-749
Schwarzenau	1998	5	Versuchsfläche	200	8,0-9,0	450-549

In Tabelle 3-12 sind wichtige Kennzahlen der Versuchsfelder aufgeführt. Diese decken mit einer Höhenlage zwischen 200 bis 630 m ü. NN und durchschnittlichen mittleren Jahresniederschlägen zwischen 450 bis 1200 mm ein weites Standortspektrum der verschiedenen Regionen in Bayern ab (Abb. 3-9).

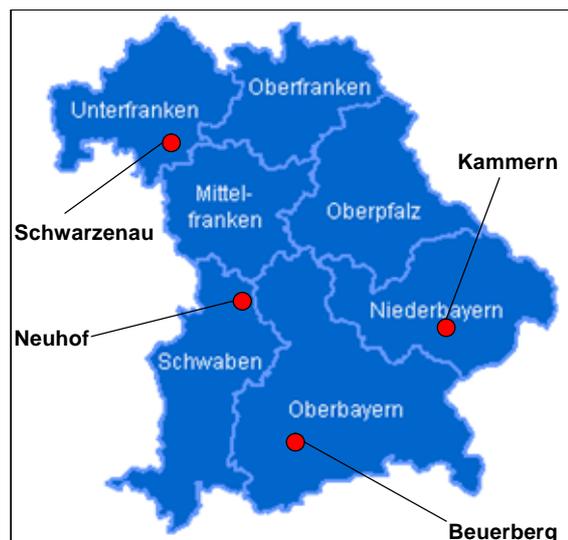


Abb. 3-9: Lage der bayerischen Versuchsfelder.

Das Versuchsfeld Kammern wurde auf einem Standort begründet, der infolge vorherrschender Lößböden durch sehr gute landwirtschaftliche Produktionsbedingungen bei gleichzeitig günstigen klimatischen Verhältnissen gekennzeichnet ist.

Im Gegensatz dazu handelt es sich bei den Versuchsfeldern Beuerberg, Neuhof und Schwarzenau um überwiegend mäßige landwirtschaftliche Standorte mit Ackerwertzahlen von maximal 40. Das Versuchsfeld Schwarzenau ist dabei aufgrund vorherrschender Sandböden mit zugleich häufiger Wasserknappheit in seinem Leistungspotential als ungünstiger gegenüber den beiden anderen Versuchsfeldern einzustufen. In Neuhof wird der aus Jurakalken entstandene Boden durch teilweise Lößüberdeckung mit zusätzlichem Hangwasserzug begünstigt. Bei der in der Jungmoräne liegenden Fläche Beuerberg herrscht ein relativ rauhes Klima aber eine ausreichende Wasserversorgung vor (BURGER et al. 1996).

In Abhängigkeit von der Flächengröße wurden auf den Versuchsfeldern 3 bis 10 Klone mit Pflanzverbänden von 2,5 x 0,6 m bzw. 2,5 x 1,2 m angebaut. Die Rotationslänge betrug fünf Jahre. In Neuhof und Schwarzenau kam zusätzlich eine zehnjährige Rotation zur Anwendung. Von den durch die LWF erhobenen Daten (diese erfolgten immer für alle Klone am Ende des Rotationszyklus) wurden schließlich 26 Messreihen von 7 Klonen in die Modellparametrisierung einbezogen.

3.4 Zusätzliche Daten für die Modellevaluierung

Für die Modellevaluierung fand ein weiterer Datensatz mit 39 zusätzlichen Messreihen Verwendung. Da der größte Teil der in der Versuchsfächendatenbank verfügbaren Daten bereits für die Modellparametrisierung genutzt wurde, war dessen Größe begrenzt. Für die Aufnahme der Messreihen wurden keine speziellen Kriterien festgelegt. Vielmehr sollte der Datensatz in seiner Gesamtheit ein breites Standorts-, Klon-, Stammzahl- und Altersspektrum umfassen, um die Schätzgenauigkeit des Modells bei den verschiedensten Faktorenkombinationen testen zu können.

Tabelle 3-13 zeigt eine Übersicht der verwendeten Messreihen. Diese wurden sowohl durch Erhebungen des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden im Rahmen des Forschungsprojektes AGROWOOD (2006) als auch durch einen Datenaustausch mit der Swedish University of Agricultural Sciences in Uppsala gewonnen.

Die Messreihen umfassen Werte von 12 Versuchsfeldern, deren Kenndaten hier nur überblickartig dargestellt werden und in Tabelle 3-14 aufgeführt sind. Wie daraus hervorgeht, decken diese verschiedene Standortausprägungen in Deutschland und Schweden ab.

Insgesamt wurden 16 verschiedene Klone beprobt, deren Altersspektrum von 1/1 bis 14/14 reicht. Aufgrund der unterschiedlichen Pflanzverbände und Rotationszyklen auf den Versuchsfeldern bewegen sich die Stammzahlen mit 700 bis 60000 Trieben pro Hektar in einem weiten Bereich. Diese Variabilität spiegelt sich in einer hohen Variation der Biomasseerträge wider. So reichen die durchschnittlichen Gesamtzuwächse an Atrobiomasse von 1,0 bis fast 23 $t_{\text{atro}}/[\text{ha} \cdot \text{a}]$.

Tab. 3-13: Übersicht über die für die Modellevaluierung verwendeten Messreihen.

Versuchsfeld	Land	Klon	Alter (Trieb/Stock)	Pflanzverband [m]	Stammzahl [N/ha]	Atrobiomasse [t/ha]	dGZ [t/(ha*a)]
Cahnsdorf	Brandenburg	Japan 105	4/4	1,6/0,7x0,7	11000	9,0	2,3
		Max 4	1/4	1,6/0,7x0,7	45217	6,7	6,7
Krummenhennersdorf	Sachsen	Weser 6	3/3	1,7/0,7x0,6	6950	13,5	4,5
		Max 3	3/3	1,7/0,7x0,6	13178	25,3	8,4
		Hybr 275	3/3	1,7/0,7x0,6	12239	23,0	7,7
Großthiemig	Brandenburg	Muhle Larsen	1/3	2,3x0,5	36941	4,4	4,4
		Androscoggin	1/3	2,3x0,5	59085	6,1	6,1
		Muhle Larsen	1/4	2,3x0,5	42796	5,9	5,9
		Androscoggin	1/4	2,3x0,5	43194	7,7	7,7
Vetschau	Brandenburg	Androscoggin	2/2	0,6x0,6	27778	14,9	7,4
		Androscoggin	1/1	0,6x0,6	27778	6,6	6,6
Kuhstorf	Mecklenburg Vorpommern	Japan 105	1/1	1,5 / 0,75 x0,5	25440	1,0	1,0
		Japan 105	2/2	1,5 / 0,75 x0,5	19694	7,9	4,0
		Japan 105	3/3	1,5 / 0,75 x0,5	14970	23,1	7,7
		Japan 105	4/4	1,5 / 0,75 x0,5	14196	27,3	6,8
Methau II	Sachsen	Androscoggin	7/7	6	2028	48,1	6,9
		Beaupre	7/7	6	1022	18,4	2,6
		Matrix	7/7	6	1254	34,6	4,9
		Matrix	7/7	1	9545	158,8	22,7
		Max	7/7	1	8261	104,3	14,9
		Max 1	7/7	6	1594	52,1	7,4
Skäßchen	Sachsen	Androscoggin	8/8	3	2030	11,1	1,4
		Beaupre	8/8	6	1633	13,5	1,7
		Max 4	8/8	6	1767	20,9	2,6
		Münden	8/8	6	1333	5,3	0,7
Thammenhain	Sachsen	Androscoggin	7/7	6	693	12,1	1,7
		Max 4	7/7	9	1325	25,7	3,7
Innertavle	Schweden	910, 51	14/14	2x3	1667	46,0	3,3
Bodarna	Schweden	Ekebo	9/9	1x2	5000	58,0	6,4
		Ekebo	11/11	1x2	5000	77,0	7,0
Bullstofta	Schweden	Beaupre	9/9	1x2	5000	75,0	8,3
		Boelare	9/9	1x2	5000	82,0	9,1
		Ekebo	9/9	1x2	5000	71,0	7,9
Sangletorp	Schweden	OP 42	9/9	3x3	1000	59,0	6,6
		OP 42	11/11	3x3	1000	93,0	8,5

3-14 Kenndaten der Versuchsfelder des Datensatzes für die Modellevaluierung¹.

Deutschland

Versuchsfeld	Fläche in [ha]	Ackerzahl	Höhe in [m ü. NN]	Mittlere J. Temp. in [°C]	Mittlerer J.Nied. in [mm]	Bodentyp	Bodenart
Cahnsdorf	3	26-30	65	8	515	Gley	lehmiger Sand
Großthiemig	2	40	90	8,5	550 - 600	Pseudogley-Braunerde	lemige Sande
Krummenhennersdorf	2	45	320	7,2	820	Braunerde-Pseudogley	sandiger Lehm
Kuhstorf	45	15 - 35	22	8,2	616	Anmoorgley	humoser, anmooriger Boden
Methau II	13,4	67	180-220	8,1	690	Braunerde-Pseudogley	Lehm
Skäßchen	17,5	38	120	8,5	550 - 600	Braunerde/	lehmige Sande
Thammenhain	11,5	42	130	8,5	600	Pseudogley-Braunerde	sandige Lehme

Schweden (nach KARACIC et al. 2003)

Versuchsfeld	Lage	Temperatur- summe ^a	Niederschlags- summe ^b in mm	Bodentyp	ph-Wert
Innertavle	63°48' N	1066	571 (279)	Lehm	5,3
Bodarna	60°00' N	1305	607 (362)	Gley	5,7
Bullstofta	55°59' N	1558	757 (473)	sandiger Lehm	6,7
Sangletorp	55°33' N	1500	655 (392)	sandiger Lehm	6,3

a) Temperatursumme in der Länge der Vegetationsperiode bezogen auf die Basistemperatur von 5 °C.

b) Niederschlagssumme bezogen auf die Vegetationsperiode; in Klammern Mittelwert der Periode von 1960-1990.

¹ Für das Versuchsfeld Vetschau sind keine Kenndaten vorhanden. Es handelt sich hierbei allerdings um eine sehr kleine Fläche (< 0,1 ha), die auf einem Privatgrundstück angelegt wurde.

4 Methoden

In dieser Arbeit können der Methodik- und Ergebnisteil nicht scharf voneinander abgegrenzt werden, da die unter Kapitel 5 aufgeführten Ergebnisse eine Methodenentwicklung zur Ertragsschätzung in Kurzumtriebsbeständen einschließen. Das folgende Kapitel befasst sich zunächst mit der Beschreibung der praktischen Geländeaufnahmen und Berechnungen zur Ermittlung der Messreihendaten. Des Weiteren werden die wichtigsten statistischen Verfahren, die bei den Analysen im Ergebnisteil angewendet werden, vorgestellt.

4.1 Ermittlung der Versuchsflächendatenbankwerte

Die in der Versuchsflächendatenbank enthaltenen Messreihen wurden nach einem einheitlichen Aufnahmeschema unter Verwendung der Regressionsmethode (vgl. 2.2.1) erhoben. Der zu Grunde liegende Algorithmus ist in Abbildung 4-1 skizziert und wird in den nachstehenden Abschnitten näher erläutert.

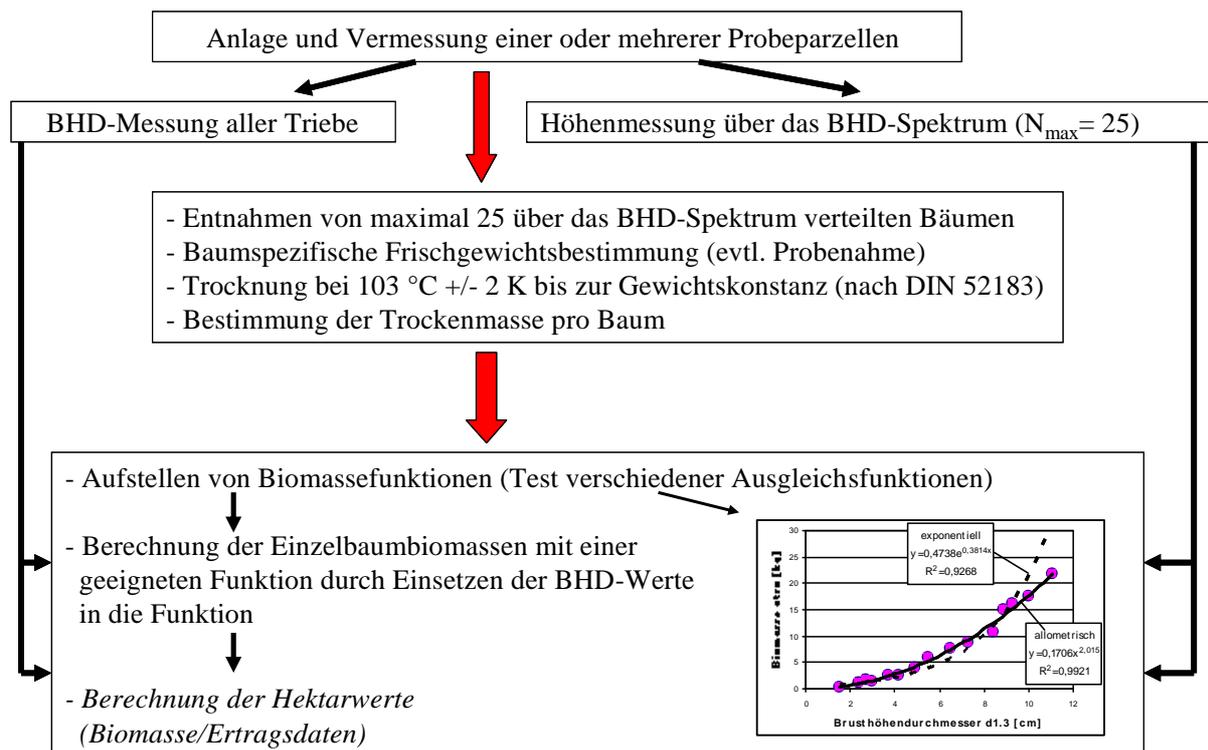


Abb. 4-1: Ablaufschema bei der Ertrags- und Biomassebestimmung mit der Regressionsmethode.

4.1.1 Anlegen der Probeparzellen

Auf den Versuchsfeldern wurden jeweils mehrere Probeparzellen in Abhängigkeit von den vorkommenden Klonen, Altern und Pflanzverbänden angelegt und dauerhaft markiert. Deren Größe wurde so gewählt, dass mindestens 150 Bäume bei Kernwüchsen bzw. 150 Stöcke bei Mehrfachaustrieben erfasst werden konnten.

In Anlehnung an Größe und Form des Versuchsfeldes erfolgte die Anlage der Messparzellen in Mehrfachwiederholungen, um potentielle Ertragsschwankungen bei Versuchsfeldern mit kleinstandörtlichen Variationen erfassen zu können.

4.1.2 Erhebung der Ertragsgrößen

Zur Herleitung der Ertragsgrößen wurden auf jeder Messparzelle die Durchmesser in 1.3 m Höhe über dem Boden ($d_{1.3}$) durch Einfachkluppung auf Millimeter genau gemessen. Bei Mehrfachaustrieben erfolgte die separate Aufnahme jedes Einzeltriebes des Stockes (Abb. 4-2).

Zusätzlich wurden an 25 über das Durchmesserspektrum verteilten Bäumen die Höhen zur Konstruktion klonspezifischer Bestandeshöhenkurven bestimmt. Beim Ausgleich der Durchmesser/Höhendaten fand ein einheitlicher Funktionstyp Verwendung, um für spätere Modellierungen eine Fortschreibung der Parameter ermöglichen zu können. Der Ansatz nach PETERSON erwies sich dabei

über das gesamte Datenmaterial als am besten geeignet:

$$h = 1,3 + \left(\frac{d_{1.3}}{a_0 + a_1 \cdot d_{1.3}} \right)^3 \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} h = \text{Höhe} \\ d_{1.3} = \text{Brusthöhendurchmesser} \\ a_0, a_1 = \text{Koeffizienten} \end{array} \quad (4-1)$$

Die Berechnung der flächenrelevanten Ertragsgröße erfolgte nach den standardisierten Vorgaben der Arbeitsgruppe Dauerversuche des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten (DFVFA 1993):

Stammzahl (N):

$$N = \frac{n}{F} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} n = \text{Anzahl der Bäume der Probefläche} \\ F = \text{Größe der Probefläche in ha} \end{array} \quad (4-2)$$

Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (d_g):

$$d_g = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{n}} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} n = \text{Stichprobenumfang} \\ d_i = \text{BHD des Einzelbaumes} \end{array} \quad (4-3)$$

Mittelhöhe (hm):

aus der Höhenkurve (entsprechend der PETERSON-Funktion) berechnete Höhe zu dg/dm

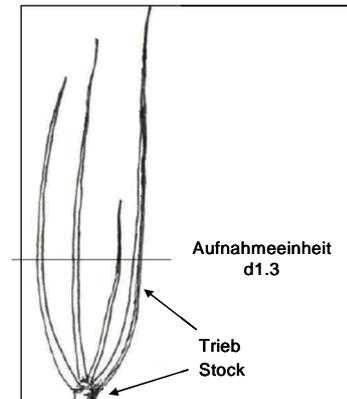


Abb. 4-2: Erhebung des $d_{1.3}$ bei Mehrfachaustrieben.

Grundfläche (G):

$$G = \frac{\pi / 4 \sum_{i=1}^n d_i^2}{F}$$

Mit: n = Stichprobenumfang (4-4)
 d_i = BHD des Einzelbaumes
 F = Größe der Probefläche in ha

Volumen (V):

$$V = \frac{\pi / 4 \sum_{i=1}^n d_i^2 h_i f_i}{F}$$

Mit: n = Stichprobenumfang (4-5)
 d_i = BHD des Einzelbaumes
 h_i = Höhe des Einzelbaumes
 f_i = Formzahl des Einzelbaumes
 F = Größe der Probefläche in ha

Für die Volumenberechnung wurde die Schaftholzformzahl (f) nach PELZMANN (1992) verwendet:

$$\ln f = 0,6625 - 0,10936 * \ln d^3 + 5,228701 * 10^{-6} * \ln d^2$$
 (4-6)

Sie umfasst einen Gültigkeitsbereich von $0 \leq d \leq 170$ mm.

4.1.3 Erhebung der Biomasse

4.1.3.1 Biomassebestimmung an Probebäumen

Zur Bestimmung der Holzbiomasse wurden je Probeparzelle 25 gleichmäßig über das Durchmesserpektrum verteilte Bäume bzw. Triebe entnommen, deren $d_{1,3}$ und Höhe bestimmt sowie das Gewicht im erntefrischen Zustand vor Ort ermittelt. Anschließend wurden diese mit einem speziellen Häcksler zerkleinert, bei 103 °C +/- 2 K (DIN 52183, 1977) im Trockenschrank einzelbaumweise bis zur Gewichtskonstanz getrocknet und die Trockenbiomasse (Atrobiomasse) durch Wägung festgestellt (Abb. 4-3).

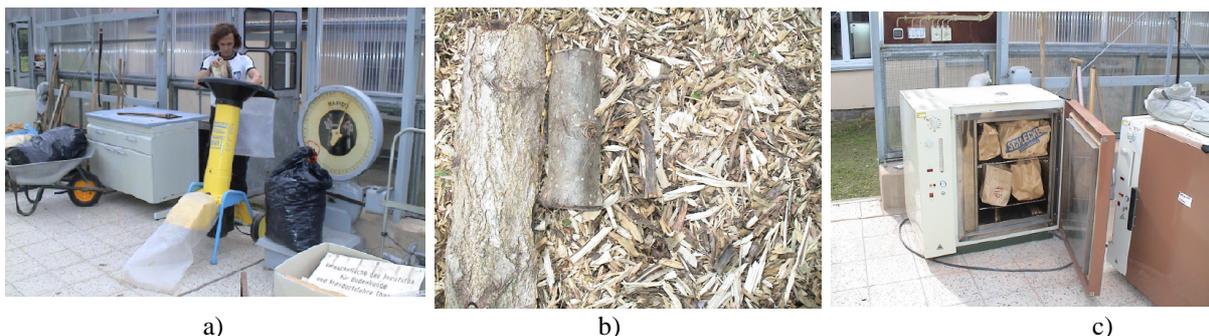


Abb. 4-3: Probenaufbereitung. a) Verwiegen und Häckseln; b) Beispiel für Hackgut; c) Trocknung.

Die Trocknung ganzer Probebäume erfolgte nur bis zu einem Alter von 4 Jahren, da bei älteren Individuen aufgrund der bedeutenden Dimensionen die Bestimmung des Atrogewichtes einen erheblichen Mehraufwand erfordert hätte. Hier wurde daher nach der Fällung zunächst das Gesamtfrischgewicht des Baumes bestimmt. Anschließend erfolgte die Entnahme 75 cm langer Teilstücke aus dem Unter-, Mittel- und Oberschaft und analog dazu von 75 cm langen Holzproben von Ästen der ersten Ordnung aus dem Kronenbereich (unteres, mittleres und oberes Kronendrittel). Das Probematerial wurde ebenfalls sofort gewogen und im Labor bis

4.2 Angewandte statistische Verfahren

4.2.1 Allgemeines und EDV

In der vorliegenden Arbeit wurden verschiedene Methoden der beschreibenden und analytischen Statistik verwendet. Im folgenden Kapitel werden unter Berücksichtigung des konkreten Anwendungsgebietes die wichtigsten in kompakter Form zusammengefasst. Für weitergehende Erläuterungen sei auf Veröffentlichungen zur statistischen Methodik von HENRYSSON et al. (1965), STORM (1995) und LORENZ (1996) verwiesen.

Die Bearbeitung der Rohdaten und die statistischen Auswertungen erfolgten mit den Programmen SPSS für Windows (Version 11.0) sowie Excel (Version 2000). Die Mehrzahl der Diagramme und Tabellen sind ebenfalls unter Excel 2000 erstellt worden.

4.2.2 Regressionsanalysen

Die Methode der Regressionsanalyse wird angewandt, um zu untersuchen welche stochastischen Abhängigkeiten zwischen der Zielgröße und einer oder mehrerer Einflussgrößen bestehen und wie sich diese funktional beschreiben lassen (TIEDE 1987 und LORENZ 1996). Im Rahmen dieser Arbeit wurden Regressionsanalysen vor allem verwendet, um Zusammenhänge zwischen der Einzelbaumbiomasse und anderen Größen (z. B. Durchmesser, Höhe) analysieren zu können, sowie Beziehungen zwischen den Parametern der Standardbiomassefunktion und verschiedenen Einflussgrößen zu quantifizieren.

Die Auswahl der zu nutzenden Funktion kann sich entweder an Fehlergrößen wie dem Standardfehler oder/und der Höhe des Bestimmtheitsmaßes (R^2) orientieren (WANG et al. 1995).

Einfache lineare Regression

Handelt es sich bei der zum Ausgleich zwischen Zielgröße (y) und Einflussgröße (x) verwendeten Funktion um die Regressionsgerade der Form $y = a + bx$, spricht man von einer *einfachen linearen Regression*. Für die Beurteilung der Anpassungsgüte wird das empirische Bestimmtheitsmaß B_{xy} verwendet. Es entspricht dem Quadrat des Pearson'schen Korrelationskoeffizienten ($B_{xy} = r_{xy}^2$), wobei r_{xy} der Messreihen mit den Wertepaaren $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ durch folgende Formel definiert ist:

$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x \cdot s_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} x_i, y_i = \text{Merkmalsausprägung } i \\ \text{der Merkmale } x \text{ und } y \\ \bar{x}, \bar{y} = \text{Mittelwert der Merkmale} \end{array} \quad (4-9)$$

B_{xy} zeigt an, welcher Anteil der Varianz s_y^2 der Zielgröße durch die Grundgesamtheit der betrachteten Einflussgröße erklärt werden kann.

Multiple lineare Korrelation

Der Einfluss mehrerer Einflussgrößen auf die Zielgröße kann für linear aufgebaute Funktionen mit der Methode der multiplen linearen Regression untersucht werden (LORENZ 1996):

$$Y = a_0 + a_1 \cdot x_1 + a_2 \cdot x_2 + \dots + a_n \cdot x_n$$

Mit: Y = Zielgröße
 $a_0..a_n$ = Koeffizienten
 $x_1..x_n$ = Einflussfaktoren (4-10)

Dabei werden von den Variablen x_i bis x_n jeweils diejenigen bestmöglichst miteinander verknüpft, die einen signifikanten Einfluss auf die Zielgröße Y haben, wodurch ein „maximales multiples Bestimmtheitsmaß“ ($B_{X1..Xn,Y}$) erzeugt wird (STORM 1995). Die Variablen werden dabei schrittweise in die Funktion aufgenommen oder ausgeschlossen, je nach dem, ob sich $B_{X1..Xn,Y}$ noch ändert oder nicht.

Nichtlineare Regression

Zur Beurteilung nichtlinearer stochastischer Abhängigkeiten dient die nichtlineare Regression. Auch in diesem Fall hängt die Zielgröße von einer oder mehreren Einflussgrößen ab. Die Abhängigkeit ist aber mindestens zu einer Einflussgröße nicht linear, d. h. als Regressionsfunktion kann keine Gerade verwendet werden. Zur Bestimmung des Bestimmtheitsmaßes und der Reststreuung wird in der Regel versucht, durch Transformation der Regressionsfunktion zu einem quasilinearen Modell überzugehen (STORM 1995).

4.2.3 Statistische Testverfahren

Um das Verhältnis von Stichproben zur Grundgesamtheit und verschiedenen Stichproben untereinander zu analysieren, stehen unterschiedliche statistische Tests zur Verfügung. Für die durchgeführten Modellierungen wurden Verteilungstests, Mittelwertvergleiche und Varianzanalysen genutzt.

Dazu sei angemerkt, dass Testergebnisse dann als signifikant ausgewiesen wurden, wenn für die Irrtumswahrscheinlichkeit p die Ungleichung $p = 1 - \alpha \leq 0,05$ galt. Dies entspricht einer statistischen Sicherheit bzw. einer Signifikanzschwelle von 0,95 bzw. 95 %.

Verteilungstest (χ^2 -Test)

Mit Hilfe des χ^2 -Tests nach PEARSON wird untersucht, ob eine Stichprobe aus einer Grundgesamtheit stammt, die eine bestimmte Verteilung aufweist. Für die Verwendung einer Vielzahl statistischer Verfahren wird vorausgesetzt, dass die Verteilungsfunktion einer Zufallsgröße $X(=F_{(x)})$ einer Normalverteilung $N(\mu, \sigma)$ entspricht und ist daher vor Anwendung des Tests

nachzuweisen (z. B. t -Test). Als Nullhypothese wird dabei die folgende Annahme formuliert: $H_0: F(x) = N(\mu, \sigma)$. Die Testgröße χ_r^2 berechnet sich nach der Formel:

$$\chi_r^2 = \sum_{m=1}^k \frac{(h_m - np_m)^2}{np_m} \quad \text{Mit:} \quad \begin{array}{ll} k = & \text{Klassenanzahl für } X \\ h_m = & \text{beobachtete Anzahl von } x \text{ in der Klasse } m \\ np_m = & \text{theoretische Anzahl von } x \text{ in Klasse } m \end{array} \quad (4-11)$$

Wenn $\chi_r^2 \geq \chi_{(k-1;1-p)}^2$ aus der entsprechenden Tafel nach PEARSON, so ist H_0 zu verwerfen.

Mittelwertvergleiche (t -Test)

Mit Hilfe eines statistischen Vergleichs der Mittelwerte kann geprüft werden, ob sich zwei oder mehrere Stichproben signifikant unterscheiden und sie damit aus verschiedenen Grundgesamtheiten stammen oder ihre Differenz zufällige Ursachen hat. Im Rahmen dieser Arbeit wurden lediglich zweiseitige Fragestellungen von Mittelwerten unabhängiger Stichproben untersucht. Dazu wurde der doppelte t -Test genutzt. Die Testgröße t_r berechnet sich nach der Formel:

$$t_r = \frac{\bar{x} - \bar{y} - \Delta_0}{\sqrt{\left(\frac{S_x^2}{n_x} + \frac{S_y^2}{n_y} \right)}} \quad \text{Mit:} \quad \begin{array}{ll} \bar{x}, \bar{y} = & \text{Mittelwerte der Stichproben} \\ S_x, S_y = & \text{Standardabweichungen der Stichproben} \\ n_x, n_y = & \text{Stichprobenumfänge} \\ \Delta_0 = & \text{hypothetische Mittelwertdifferenz} \end{array} \quad (4-12)$$

Ist t_r größer als der entsprechende Wert aus der t -Verteilung, so weisen die Mittelwerte statistisch gesicherte Abweichungen auf bzw. die Stichproben stammen mit einer Wahrscheinlichkeit von $1 - \alpha$ nicht aus derselben Grundgesamtheit.

Für den speziellen Fall, dass die untersuchten Stichproben nicht aus normalverteilten Grundgesamtheiten stammen, wurde für den Mittelwertvergleich der parameterfreie *Wilcoxon-(U-)* Test verwendet.

Varianzanalyse (ANOVA)

Die Varianzanalyse (ANOVA = Analysis of variance) stellt inhaltlich eine Verallgemeinerung des doppelten t -Tests zum Vergleich zweier unabhängiger Stichproben aus normalverteilten Grundgesamtheiten dar. Sie ermöglicht den Unterschied mehrerer Stichprobenmittelwerte gleichzeitig auf Signifikanz zu prüfen. Zudem können mit Hilfe der Varianzanalyse Interaktionseffekte bzw. Wechselwirkung zwischen Variablen aufgedeckt werden. Je nachdem, ob die Wirkung lediglich eines Faktors auf ein quantitatives Merkmal oder gleich mehrerer Faktoren untersucht wird, unterscheidet man zwischen einfaktorieller (einfacher) und mehrfaktorieller (multipler) Varianzanalyse.

In dieser Arbeit wurde beispielsweise mit Hilfe der *einfaktoriellen Varianzanalyse* geprüft, ob für ausgewählte Biomassefunktionstypen signifikante Unterschiede zwischen den Bestimmtheitsmaßen bestehen. Die Verwendung der *mehrfaktoriellen Varianzanalyse* erfolgte unter anderem zur Untersuchung, welche Faktoren einen statistisch gesicherten Einfluss auf die Parameter der Standard-Biomassefunktionen ausüben.

Bei nachgewiesenen Mittelwertdifferenzen kamen *Post Hoc*-Tests (z. B. *Tuckey-Test*) zur Bildung homogener Untergruppen zur Anwendung.

4.2.4 Evaluierungskenngrößen

Zur Überprüfung der Abbildungsgüte der hergeleiteten Modelle wird als wichtigstes Mittel der Vergleich zwischen Prognose und wirklichem Wuchsverhalten eingesetzt (VANCLAY 1999, PRETZSCH 2001). Hierzu erfolgt die Analyse in zwei Schritten:

I) Modellevaluierung auf der Basis von linearer Regression und relativer Abweichung

Um einen ersten Eindruck der Abbildungsgüte verschiedener Modellansätze zu erhalten, werden eingangs die Unterschiede zwischen realen und simulierten Werten direkt anhand der zur Parametrisierung genutzten Messreihen untersucht. Dazu wird das Bestimmtheitsmaß der Regressionsfunktion zwischen tatsächlichem und geschätztem Wert sowie die Größe der relativen Abweichungen herangezogen.

Lineare Regression (vgl. 4.2.2)

Die Verwendung der linearen Regression zur Modellevaluierung wird am Beispiel in Abbildung 4-4 erläutert. Darin ist eine Ausgleichsfunktion zwischen tatsächlichen und geschätzten Biomassen dargestellt. Das Bestimmtheitsmaß beträgt $B_{x,y} = 0,97$. Dies ist gleichbedeutend damit, dass rund 97 % der Variation der tatsächlichen Biomassen durch die geschätzten Werte erklärt werden und lässt auf eine hohe Abbildungsgüte schließen.

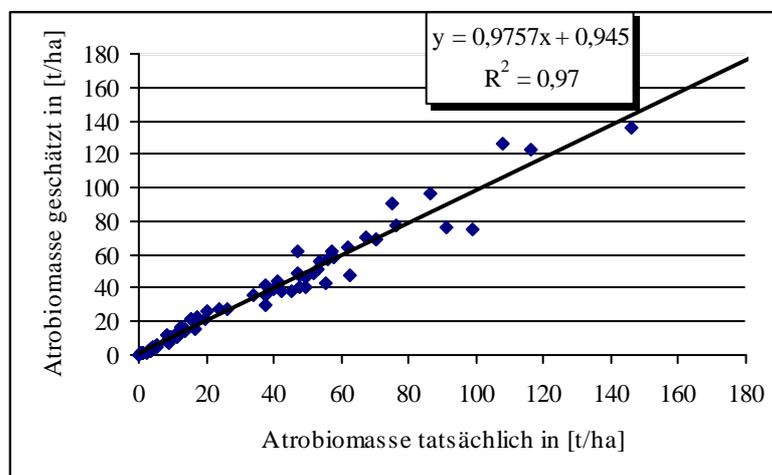


Abb. 4-4: Beispiel einer Ausgleichsfunktion zwischen tatsächlichen und geschätzten Biomassen.

Das Bestimmtheitsmaß zeigt zwar die Qualität der linearen Annäherung an, jedoch nicht, ob das Modell richtig spezifiziert wurde (WILLMOT 1982). Dazu muss zusätzlich die jeweilige Regressionsgleichung: $y = a + bx$ geprüft werden. Bei einer hohen Anpassungsgüte nehmen bei einem gleichzeitig hohen Bestimmtheitsmaß der Regressionskoeffizient a und die Regressionskonstante b Werte nahe 1 bzw. 0 an. In Abbildung 4-4 sind diese beiden Kriterien erfüllt und weisen damit auf eine hohe Schätzgenauigkeit des Modells hin.

Relative Abweichung

Die Bestimmung der relativen Abweichung (*Abw. %*) erfolgt über die Gleichung:

$$Abw.\% = \frac{(x_i - X_i)}{X_i} \cdot 100 \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} x_i = \text{Schätzwert} \\ X_i = \text{Realwert} \end{array} \quad (4-13)$$

Für eine schnelle und übersichtliche Veranschaulichung der Größenordnung der berechneten Werte werden Boxplotdarstellungen genutzt. Ein Boxplot ist ein Diagramm auf Grundlage des Median, der Quartile und Extremwerte (Abb. 4-5).

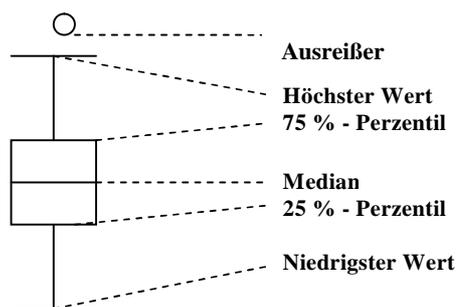


Abb. 4-5: Darstellung der in den Boxplotgrafiken angegebenen Größen.

Die Box stellt den Interquartilbereich mit 50 % der Werte dar. Die von der Box ausgehenden Linien führen jeweils bis zum höchsten und niedrigsten Wert, ohne Ausreißer zu berücksichtigen. Die quer über die Box gelegte Linie gibt die Lage des Median wieder. Im Diagramm werden des Weiteren vorhandene Ausreißer und Extremwerte angezeigt. Dies sind Werte, die zwischen 1,5 und 3 bzw. über 3 Boxlängen vom oberen oder unteren Bereich der Box entfernt sind.

II) Modellevaluierung auf Basis von Bias, Präzision und Treffgenauigkeit

Für den Vergleich der Abbildungsgüte der Modelle werden zusätzlich in Anlehnung an PRETZSCH (2001) die Kenngrößen Bias, Präzision und Treffgenauigkeit genutzt. Diese werden sowohl bei der Evaluierung der Schätzgenauigkeit auf der Basis des für die Parametrisierung genutzten als auch anhand von zusätzlichem Datenmaterial verwendet.

(1) Bias oder Verzerrung (\bar{e})

$$\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - X_i)}{n} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} x_i = \text{Schätzwert} \\ X_i = \text{realer Wert (Messwert)} \\ n = \text{Anzahl der Fälle/Stichprobenumfang} \end{array} \quad (4-14)$$

Die Bias beschreibt die durchschnittliche/mittlere Differenz zwischen Schätzwert (x_i) und realem Wert (X_i). Bei einer genügend hohen Anzahl von Werten können systematisch auftretende Über- oder Unterschätzungen mit Hilfe der Verzerrung verdeutlicht werden.

(2) Präzision oder Prognosestreuung (s_e)

$$s_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{e} - X_i)^2}{n-1}} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} \bar{e} = \text{Verzerrung/Bias} \\ x_i = \text{Schätzwert} \\ X_i = \text{realer Wert (Messwert)} \\ n = \text{Anzahl der Fälle/Stichprobenumfang} \end{array} \quad (4-15)$$

Die Modellpräzision beschreibt die Variabilität der Vorhersagewerte. Sie kann auch als Standardabweichung des Bias bezeichnet werden. Anhand der Präzision lassen sich Aussagen treffen, wie die Prognoseergebnisse bei mehrmaligen Prognoserechnungen um ihren arithmetischen Mittelwert streuen.

(3) Treffgenauigkeit (m_x)

$$m_x = \sqrt{s_e^2 + \bar{e}^2} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} s_e = \text{Präzision/Prognosestreuung} \\ \bar{e} = \text{Verzerrung/Bias} \end{array} \quad (4-16)$$

Die Treffgenauigkeit verdeutlicht das Zusammenwirken von Verzerrung und Präzision eines Modells. Sie beschreibt die Variation der simulierten Werte im Verhältnis zu den realen Werten und stellt den Grad der Annäherung der Schätzung an die Wirklichkeit dar.

Werden die drei Kenngrößen auf den Mittelwert der jeweils betrachteten Modellierungsgröße bezogen, ist es möglich dimensionsunabhängige Aussagen zu erhalten, die besser mit den Angaben anderer Autoren und Untersuchungen verglichen werden können. Die relative Verzerrung, relative Präzision und relative Treffgenauigkeit ergeben sich dann nach der Formel:

$$\bar{e}\%(s_e\%, m_x\%) = \frac{\bar{e}(s_e, m_x) \cdot 100}{\bar{X}} \quad \text{Mit } \bar{X} = \text{realer Mittelwert} \quad (4-17)$$

Hohe Werte von Bias, Präzision bzw. Treffgenauigkeit stehen für geringere tatsächliche Anpassung. Im Umkehrschluss zeigen niedrige Werte eine bessere Modellgüte an.

5 Ergebnisse

Im Mittelpunkt der Ergebnispräsentation stehen die Darstellung und Beschreibung der Modellierungsschritte, die die Grundlage für die Entwicklung des Ertragsschätzers bilden. Alle Berechnungen und Analysen erfolgen auf Basis der unter 3.2 vorgestellten Messreihen. In einem separaten Abschnitt werden sowohl die Komponenten als auch die Anwendung des entwickelten Ertragsschätzers umfassend erläutert.

Grundsätzlich sei darauf verwiesen, dass die Modellentwicklung eine Kombination aus wesentlichen Inhalten des Material-, Methodik- und Ergebnisteiles darstellt (Abb. 5-1).

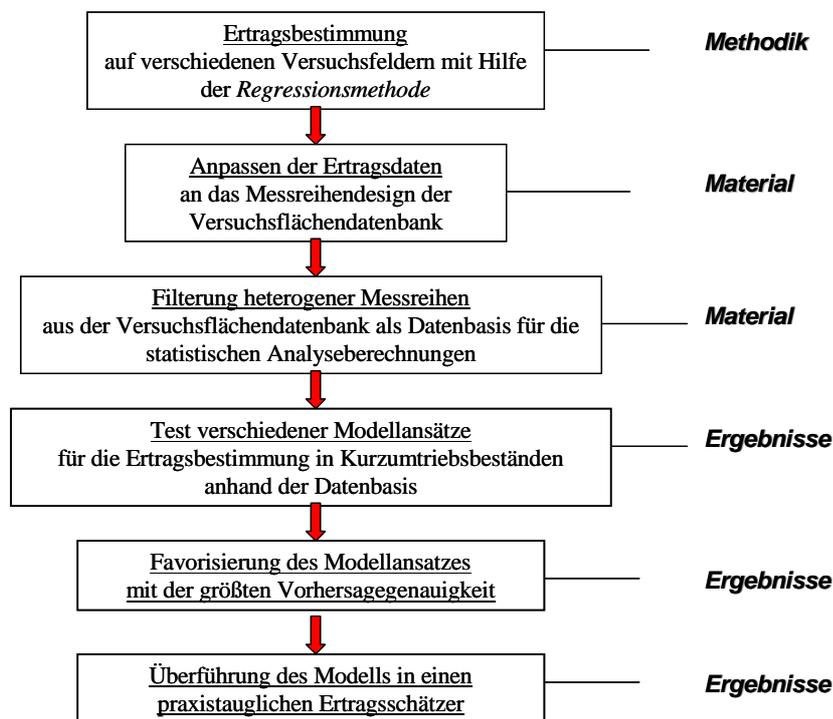


Abb. 5-1: Übersicht der für die Modellentwicklung wesentlichen Inhalte des Material-, Methodik- und Ergebnisteils.

5.1 Voruntersuchungen

Zur Bearbeitung der Problemstellung wurden zunächst verschiedene Test- und Analyseberechnungen durchgeführt. Dabei stand im Vordergrund, ein möglichst einfach strukturiertes Modell für die Ertragsschätzung in Kurzumtriebsbeständen zu entwickeln. Die ersten Ansätze beruhten deshalb auf sehr elementaren Ergebnisanalysen. Aufgrund der zum Teil erheblichen Abweichungen in der Schätzgenauigkeit wurden diese jedoch nicht in die Entwicklung des Ertragsschätzers einbezogen. Ein Überblick zu Art und Anpassungsgüte der in den Voruntersuchungen getesteten Modelle soll im Folgenden an zwei Beispielen vermittelt werden:

I) Multipl. lineares Regressionsmodell

Ein multiples lineares Regressionsmodell zu prüfen hatte zwei Gründe. Einerseits war die Ergebnismatrix der Versuchsflächendatenbank mit den darin enthaltenen Ertragstabellen optimal dafür aufgebaut und musste lediglich in das Programmpaket SPSS eingeladen werden (Abb. 5-2). Andererseits standen zu Beginn der Analyseberechnungen noch Überlegungen im Vordergrund, auf Basis des Datenmaterials ein auf alle Standorte und Klone übertragbares und damit für eine Potentialabschätzung geeignetes Gesamtmodell zu entwickeln.

$$BM = a_0 + a_1 \cdot F_1 + a_2 \cdot F_2 + \dots + a_n \cdot F_n$$

Mit: BM = Biomasse
 a_0, \dots, a_n = Regressionskoeffizienten
 F_1, \dots, F_n = Erklärungsvariablen

VSF	Standortdaten				Klon	Pflanz- verband	Alter		N/ha	dm	hm	G	V	BM	dGZ
	AKW	NN	T	Hö			Stock	Trieb		cm	m	m ²	m ³	t/ha	t/ha*a
Methau I	58	690	8,1	200	Max 4	2,50	3	3	3559	4,3	6,0	5,1	17,5	11,2	3,73

Abb. 5-2: Beispiel der aus der Ergebnismatrix im multiplen linearen Regressionsmodell verknüpften Variablen.

Mit Hilfe des in SPSS enthaltenen statischen Verfahrens der multiplen linearen Regression wurde dazu getestet, ob die verschiedenen Einzelvariablen und Größen, wie beispielsweise Ackerwertzahl, Niederschlag oder Stammzahl, zu einem Gesamtmodell, das eine hinreichend genaue Schätzung der Biomasseleistung ermöglicht, verknüpft werden können. Dazu wurde eingangs geprüft, welche Größen in einer linearen Beziehung zur Atrobiomasse stehen. Bei nichtlinearen Zusammenhängen erfolgten entsprechende Transformationen der jeweiligen Variablen/Größen.

Im Ergebnis zeigte sich, dass die stufenweise Regression lediglich zu einem maximalen „multiplen“ Bestimmtheitsmaß von $R^2 < 0,3$ führte¹. Die daraus resultierende geringe Anpassungsgüte des Modells zeigte sich in erheblichen relativen Abweichungen zwischen geschätzten und tatsächlichen Biomassen, die Werte von bis zu 200 % aufwiesen. Spätere Untersuchungen von ALI (2009) zeigten, dass Modelle für Standortpotentialabschätzungen für Biomasserträge erheblich komplexere statistische Analysen erfordern.

II) Biomasseschätzung über die Kombination bzw. Verknüpfung von Ertragsgrößen

Hierbei wurde geprüft, ob Modelle auf der Basis von signifikanten Abhängigkeiten der Biomasseleistung von lediglich einer leicht zu erhebenden Ertragsgröße (z. B. Mitteldurchmesser, Grundfläche) eine hohe Anpassungsgüte aufweisen. Trotz hoher Bestimmtheitsmaße von $R^2 > 0,9$ waren die Abweichungen zwischen den Real- und Modellwerten beträchtlich.

¹ Auf die Angabe der Regressionsfunktionen mit den dazugehörigen Koeffizienten wird hier verzichtet, da dieser Ansatz in den späteren Modellierungen keine Rolle spielt.

Abbildung 5-3 verdeutlicht dies am Beispiel der Bestimmung der Biomasseleistung auf Basis der ermittelten Grundflächenwerte. Die Ausgleichsfunktion zwischen beiden Größen weist zwar ein R^2 von rund 0,91 auf, jedoch zeigt die nebenstehende Boxplotdarstellung, dass die Werte der maximalen relativen Abweichungen zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen bis zu 100 % betragen.

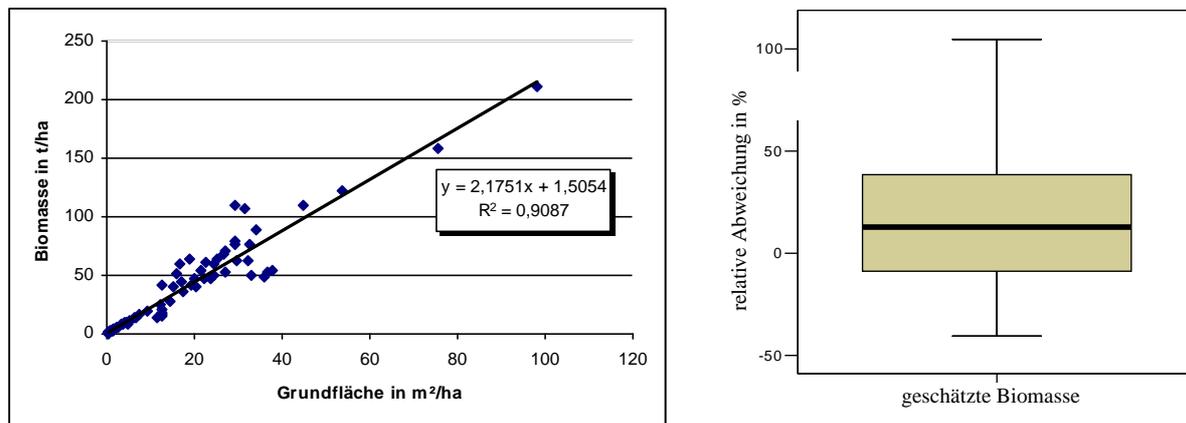


Abb. 5-3: Schätzung der Biomasseleistung über eine Ertragsgröße am Beispiel der Grundfläche. Links: Das zu Grunde liegende Schätzmodell. Rechts: Relative Abweichungen zwischen den geschätzten und tatsächlichen Biomassewerten, dargestellt als Boxplot.

Daraufhin wurden die Modellansätze auf die Verknüpfung verschiedener Ertragsgrößen erweitert. Hierbei erfolgte die Herleitung von Regressionsfunktionen für die Biomassebestimmung über eine Ertragsgröße in Abhängigkeit von Wertebereichen einer zweiten Ertragsgröße. Diese Modellerweiterung ist in Abbildung 5-4 am Beispiel der Biomasseschätzung über die Grundfläche nun allerdings für definierte Mittelhöhenbereiche (hm-Klassen) dargestellt.

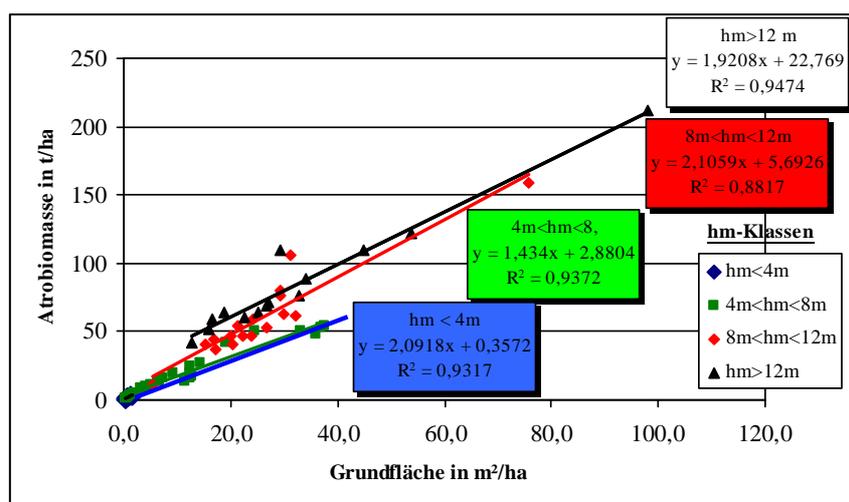


Abb. 5-4: Regressionsfunktionen zur Bestimmung der Biomasseleistung über die Grundfläche in Abhängigkeit verschiedener Mittelhöhenbereiche (hm-Klassen).

Die Gleichungen weisen alle hohe Bestimmtheitsmaße auf. Wie aus der Boxplotdarstellung der relativen Abweichungen zwischen den geschätzten und tatsächlichen Biomassen in Ab-

bildung 5-5 hervorgeht, wird mit der Modellerweiterung eine wesentlich höhere Schätzgenauigkeit erzielt.

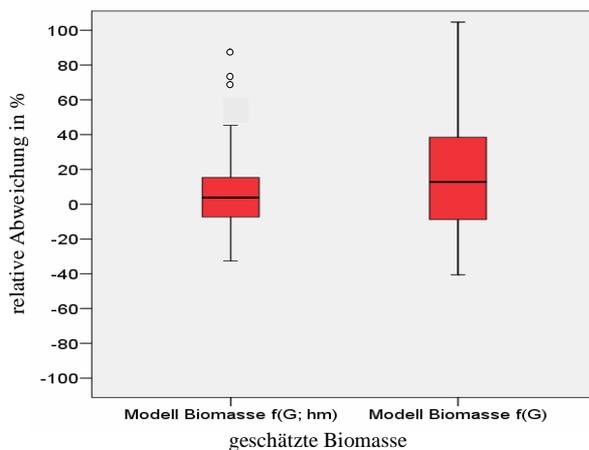


Abb. 5-5: Relative Abweichungen zwischen geschätzten und tatsächlichen Werten bei der Biomassebestimmung über:

- Regressionsfunktionen in Abhängigkeit von der Grundfläche für verschiedene Höhenbereiche (Modell $f(G; hm)$)
- eine Regressionsfunktion in Abhängigkeit von der Grundfläche (Modell $f(G)$).

Die Hälfte der Modellwerte weisen lediglich Abweichungen von kleiner als +/- 20 % auf und die maximalen Residuen sind um bis zu 40 % geringer. Jedoch treten drei Ausreißer auf, deren Werte bis zu 90 % betragen. Bei der Problemanalyse konnten keine Ursachen für diese „Modellanfälligkeit“ gefunden werden, die durch Einbindung weiterer Größen zu einer Beseitigung bzw. Eliminierung geführt hätten. Gleiches trat auch bei weiteren Modellerweiterungen dieser Art auf, so beispielsweise für die Biomasseschätzung:

- über den Mitteldurchmesser in Abhängigkeit verschiedener Stammzahlbereiche oder
- über das Volumen in Abhängigkeit verschiedener Stammzahlbereiche¹

Deshalb wurden die Ansätze nicht weiter in die Untersuchungen einbezogen.

5.2 Ansatzpunkte für die Modellentwicklung

5.2.1 Grundidee

Da keiner der in den Voruntersuchungen getesteten Modellansätze eine ausreichende Schätzgenauigkeit aufwies, wurde im Folgenden analysiert, ob die Entwicklung eines Ertragsschätzers auf der Basis standardisierter Biomassefunktionen zu einer höheren Anpassungsgüte führt. In den nachstehenden Abschnitten werden die dafür notwendigen Modellierungsschritte umfassend dargelegt. Die einzelnen Kapitel sind so angeordnet, dass sie die zeitliche Sequenz bei der Bearbeitung des Themas widerspiegeln.

Die Entwicklung eines solchen Modells erfordert zunächst allgemeingültige, d.h. standort- und klonunabhängige Funktionen herleiten zu können. Darauf aufbauend ist es notwendig einen Gleichungstyp zu etablieren, der als Standard-Biomassefunktion verwendet werden kann.

¹ siehe auch Anhang 3 S. 144.

In einem weiteren Schritt müssen diejenigen Faktoren identifiziert werden, die Lage und Form und damit die Parameterwerte der Standard-Biomassefunktion bestimmen. Gelingt es, deren Einfluss zu quantifizieren, lassen sich Ansätze zur Modellierung von Biomassefunktionen entwickeln. Diese müssen den tatsächlichen, standörtlich variierenden Konstellationen nahe kommen und die durch die Einflussgrößen bedingte Lage und Form der Kurven zufriedenstellend abbilden. Auf der Basis einfach zu erhebender Flächengrößen wäre dann eine schnelle und einfache Schätzung der Biomasseleistung möglich.

5.2.2 Standardisierung von Biomassefunktionen

5.2.2.1 Eignung verschiedener Gleichungen zur Aufstellung von Biomassefunktionen

Wie in Abschnitt 4.1.3.2 beschrieben, wurden bei der Herleitung der Biomassefunktionen sechs verschiedene Gleichungstypen getestet. Abbildung 5-6 zeigt anhand von Boxplots die Variationsbreite der Bestimmtheitsmaße, die auf der Grundlage der 54 für die Standardisierung verwendeten Messreihen¹ ermittelt wurden. Diese weisen über alle Ansätze Werte von $R^2 > 0,85$ auf und belegen die straffen Beziehungen zwischen der Biomasse als Bestimmungsgröße und den gewählten Erklärungsvariablen. Auffallend ist allerdings, dass der exponentielle Ansatz im Vergleich zu den restlichen fünf Funktionstypen hinsichtlich des Bestimmtheitsmaßes deutlich abfällt. Hier liegt der Median wesentlich niedriger und es sind der Interquartilbereich der Box, der 50 % aller Werte umfasst, sowie die Minima und Maxima kennzeichnenden Balken deutlicher aufgeweitet und ebenfalls nach unten verlagert.

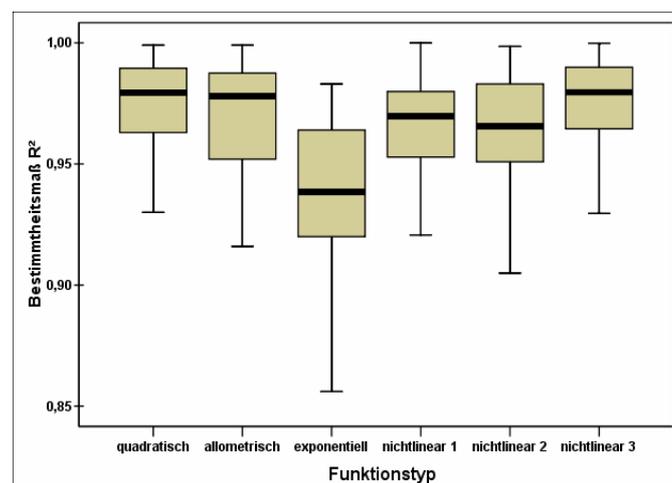


Abb. 5-6 Bestimmtheitsmaße der getesteten Biomassefunktionstypen, dargestellt in Boxplots.

Der visuelle Eindruck wird durch die einfaktorielle Varianzanalyse bestätigt (Tab. 5-1). Diese belegt, dass zwischen der Anpassungsgüte der einzelnen Funktionstypen signifikante Unterschiede bestehen. Wie aus dem anschließenden Tukey-Test hervorgeht, können aus dem Kol-

¹ Für nähere Angaben zu den Messreihen vgl. Tabelle 3-5 S. 32.

ektiv der sechs Biomassefunktionen zwei statistisch klar voneinander abgrenzbare homogene Untergruppen ausgeschieden werden. Während der ersten Gruppe fünf der sechs Biomassefunktionstypen zuzuordnen sind, wird die zweite Gruppe nur durch den exponentiellen Funktionstyp belegt. Das heißt, dass der exponentielle Ansatz beim untersuchten Datenmaterial signifikant geringere Bestimmtheitsmaße aufweist.

Tab. 5-1: Statistische Kennzahlen für den Mittelwertvergleich der Bestimmtheitsmaße (R^2) der untersuchten Funktionstypen.

Deskriptive Statistik					
Funktionstyp	N	Mittelwert R^2	Standardabweichung	Standardfehler	
$b = a_0 + a_1 \cdot d + a_2 \cdot d^2$	54	0,9626	0,0473	0,0064	
$b = a_0 \cdot d^{a1}$	54	0,9575	0,0513	0,0071	
$b = a_0 \cdot e^{a1 \cdot d}$	54	0,9236	0,0494	0,0067	
$b = a_0 \cdot d + a_1 \cdot e^{d^2} + a_2 \cdot e^{h/d} + a_3$	54	0,9537	0,0460	0,0068	
$b = a_0 \cdot h \cdot d^2 + a_1$	54	0,9516	0,0487	0,0066	
$b = a_0 \cdot d^{a1} \cdot h^{a2}$	54	0,9650	0,0443	0,0060	
Ergebnis einfaktorielle Varianzanalyse					
Abhängige Variable R^2					
	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Zwischen den Gruppen	0,0603	5	0,0121	5,2505	0,0001
Innerhalb der Gruppen	0,7100	309	0,0023	-	-
Gesamt	0,7703	314	-	-	-
Homogene Untergruppen für die Mittelwerte von R^2 (nach Tukey-Test)					
Funktionstyp	Untergruppe für $\alpha = 0,05$				
	1	2			
$b = a_0 \cdot e^{a1 \cdot d}$		0,9236			
$b = a_0 \cdot d^{a1} \cdot h^{a2}$	0,9516				
$b = a_0 \cdot h \cdot d^2 + a_1$	0,9537				
$b = a_0 \cdot d^{a1}$	0,9575				
$b = a_0 + a_1 \cdot d + a_2 \cdot d^2$	0,9626				
$b = a_0 \cdot d^{a1} \cdot h^{a2}$	0,9650				

Abbildung 5-7 verdeutlicht den abweichenden Verlauf des exponentiellen Funktionstyps am Beispiel eines Messkollektivs. Während mit dem allometrischen Ansatz als einem Vertreter der ersten homogenen Untergruppe eine wesentlich bessere Anpassungsgüte erreicht wird, tendiert der exponentielle Ansatz bei höheren Durchmesserwerten zu einem überproportionalen Anstieg.

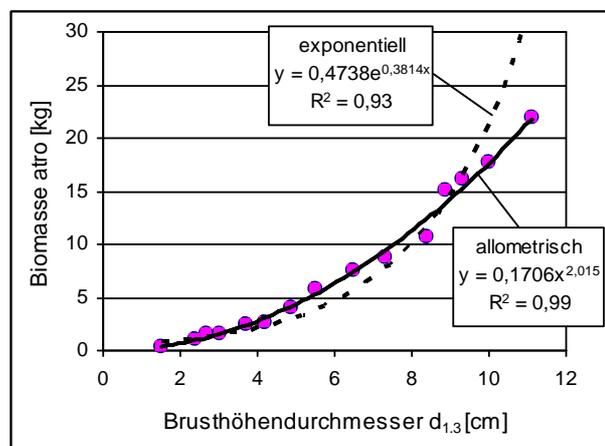


Abb. 5-7: Biomassefunktionen (exponentieller und allometrischer Funktionstyp) und dazugehörige Messwerte (Pappelklon Max 1 Alter 4/4 Versuchsfeld Methau II).

Bei Analyse der fünf Funktionstypen, die sich als geeignet herausgestellt haben, zeigt sich, dass die Einbeziehung der Baumhöhe oder des h/d -Wertes nicht zu einer signifikanten Verbesserung der Anpassungsgüte führt. Das ist für die Etablierung eines Funktionstyps als Standard-Biomassefunktion ein entscheidendes Kriterium. Für die praxisrelevante Forderung, den Messaufwand im Gelände gering zu halten, sollten möglichst wenige Erklärungsvariablen in das Schätzmodell integriert werden. Somit scheiden die drei nichtlinearen Ansätze, die neben dem Brusthöhendurchmesser auch die Höhe als Erklärungsvariable benötigen, aus.

Von den zwei verbleibenden Ansätzen (quadratisch bzw. allometrisch) wird schließlich der allometrische Funktionstyp $BM = a_0 * BHD^{a_1}$ als Standard-Biomassefunktion gewählt. Zwar weisen beide Ansätze durchweg eine hohe Anpassungsgüte auf und beinhalten nur den Durchmesser als Erklärungsvariable. Der allometrische Funktionstyp wird jedoch von einer Vielzahl von Autoren favorisiert und ermöglicht daher vergleichende Analysen (VERWIJST und TELENUS 1999, KARACIC 2005, NORDH 2005).

5.2.2.2 Einfluss verschiedener Durchmesserwerte auf die Anpassungsgenauigkeit

Nachdem ein Gleichungstyp als Standard-Biomassefunktion festgelegt wurde, soll zusätzlich geprüft werden, ob sich die Verwendung anderer Bezugsdurchmesser als Erklärungsvariable auf die Anpassungsgüte auswirkt. Dazu werden die Durchmesser in 10 cm ($d_{0,1}$) und in 60 cm Schafthöhe ($d_{0,6}$) herangezogen. Diese Untersuchungen werden nur für eine begrenzte Anzahl von Messreihen durchgeführt, da die Aufnahme aller drei Durchmesserwerte nicht auf allen Flächen erfolgte. Als Kriterium für die Anpassungsgüte wird wiederum das Bestimmtheitsmaß verwendet. Wie aus Abbildung 5-8 hervorgeht, liegen die Bestimmtheitsmaße alle über 0,85 und unterscheiden sich bei Verwendung der drei Durchmesser in den verschiedenen Schafthöhen nicht wesentlich. Der maximale Unterschied beträgt 0,1 und ist als marginal einzustufen.

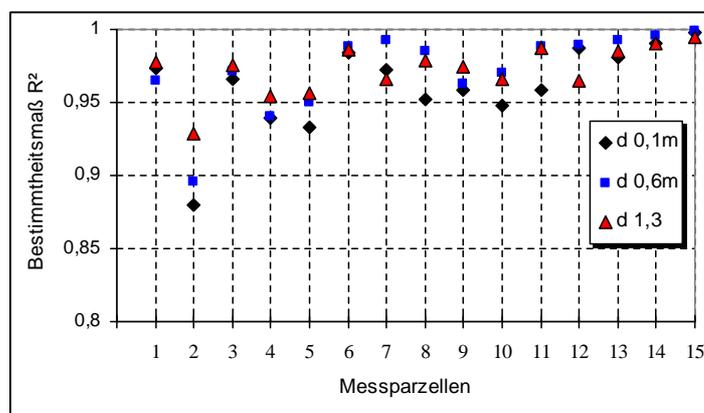


Abb. 5-8: Bestimmtheitsmaß (R^2) der Standardbiomassefunktion mit den Bezugsdurchmessern $d_{0,1}$, $d_{0,6}$ und $d_{1,3}$ (Die auf den senkrechten Linien abgebildeten Bestimmtheitsmaße geben den Wert für die Biomassefunktion einer Messreihe an.).

Dies wird durch die einfaktorielle Varianzanalyse bestätigt. Hierbei wird die Signifikanzschwelle mit einem Wert von $\alpha = 0,35$ klar überschritten und somit kein statistisch gesicherter Unterschied zwischen den Bestimmtheitsmaßen nachgewiesen (Tab. 5-2). Für die Aufstellung von Standard-Biomassefunktionen ist daher die Verwendung des forstüblichen und leichter zu messenden $d_{1,3}$ zu empfehlen.

Tab. 5-2 Statistische Kennzahlen für den Mittelwertvergleich des Bestimmtheitsmaßes bei Verwendung von Durchmessern in unterschiedlichen Schafthöhen.

Deskriptive Statistik					
Durchmesser	N	Mittelwert R ²	Standardabweichung	Standardfehler	
$d_{0,1}$	19	0,9659	0,0281	0,0064	
$d_{0,6}$	19	0,9754	0,0255	0,0059	
$d_{1,3}$	19	0,9757	0,0166	0,0038	
Ergebnis einfaktorielle Varianzanalyse					
Abhängige Variable R ²					
	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Zwischen den Gruppen	0,0012	2	0,0006	1,0439	0,3591
Innerhalb der Gruppen	0,0309	54	0,0006	-	-
Gesamt	0,0321	56	-	-	-

Wie Abbildung 5-9 zeigt, besteht außerdem ein straffer linearer Zusammenhang¹ zwischen dem $d_{1,3}$ und dem $d_{0,1}$. Der $d_{0,1}$ kann damit jederzeit mit hinreichend großer Genauigkeit mit Hilfe des Brusthöhendurchmessers $d_{1,3}$ ermittelt werden. Ersterer ist ein für die Praxis entscheidender Wert, da die zur Verfügung stehende Erntetechnik nur begrenzte Dimensionen zulässt. Mit der hergeleiteten Schätzfunktion kann auf der Basis einer einfachen $d_{1,3}$ -Klappung auf den Wert des Durchmessers in 10 cm Schafthöhe geschlossen werden. Dazu sei angemerkt, dass diese Beziehung keine Allgemeingültigkeit hat, sondern nur auf das Untersuchungsareal bezogen werden kann.

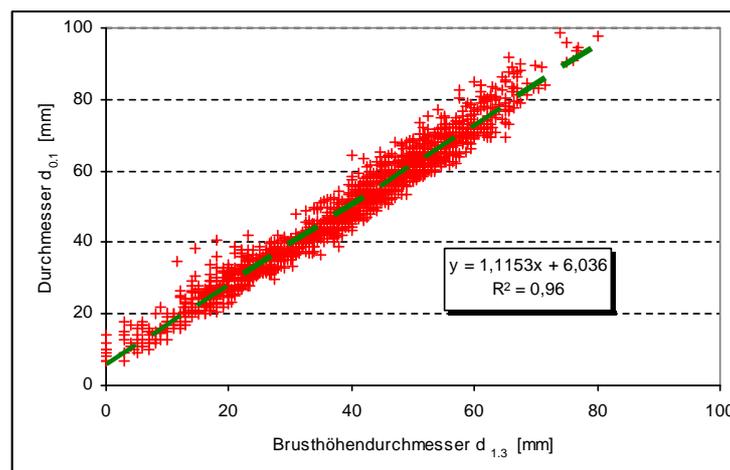


Abb. 5-9: Schätzfunktion für die Herleitung des $d_{0,1}$ aus dem $d_{1,3}$.

¹ Der Regressionsfunktion liegen die Erhebungen an rund 1700 Einzelbäumen zu Grunde.

5.2.2.3 Lage und Form der Standard-Biomassefunktion

Im Folgenden wird analysiert, wie die Parameter a_0 und a_1 die Lage und Form der ausgewiesenen Standardbiomassefunktionen bestimmen. In Abbildung 5-10 ist die Wirkung der beiden Parameter auf den Verlauf der Biomassefunktion dargestellt. Zur besseren Visualisierung ist jeweils ein Parameter fixiert. Wie daraus hervorgeht, wird die Lage der Biomassefunktion wesentlich durch den Parameter a_0 bestimmt. Ein kleinerer Wert des Parameters führt zu einer Verringerung des Anstiegs und damit einer Verschiebung nach unten. Parameter a_1 hingegen wirkt sich auf die Form bzw. Krümmung der Biomassefunktion aus. Kleinere a_1 -Werte bewirken ein Abflachen der Funktionskurve und führen damit zu einer schwächeren Krümmung.

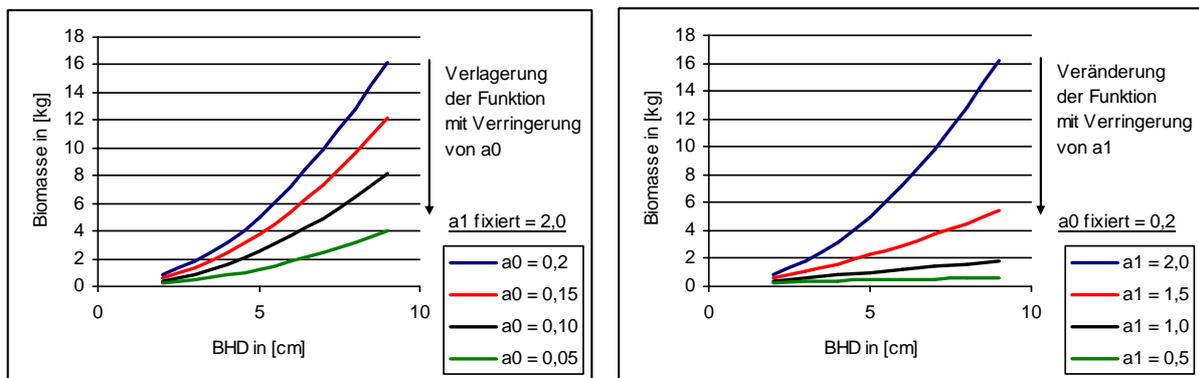


Abb. 5-10: Veränderung der Lage und Form der Standardbiomassefunktion ($BM = a_0 * BHD^{a_1}$) mit variablen Parametern a_0 (links) und a_1 (rechts).

Abbildung 5-11 zeigt die Verlaufskurven aller 54 messreihenspezifischen Standard-Biomassefunktionen für den Durchmesserbereich bis 15 cm. Darin wird deutlich, dass die einzelnen Biomassefunktionen in Lage und Form stark differieren. Zudem splittet sich das Streuband aller Funktionen mit zunehmendem Durchmesser stärker auf.

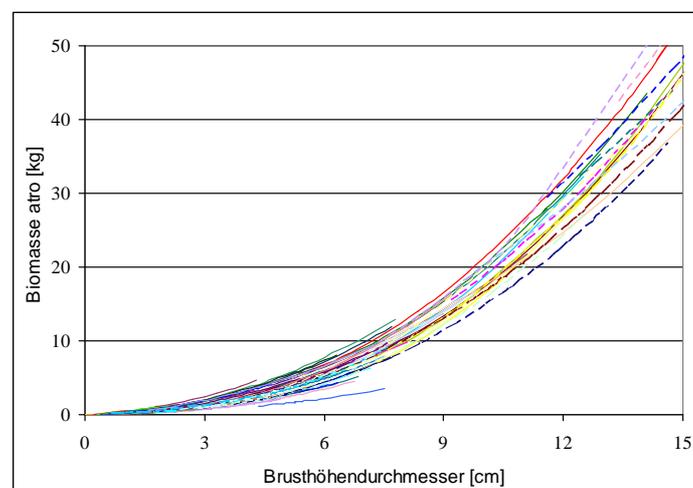


Abb. 5-11: Verlaufskurven der messreihenspezifischen Standard-Biomassefunktionen.

Dieser visuelle Eindruck soll im Folgenden mit Hilfe der mehrfaktoriellen Varianzanalyse statistisch näher beleuchtet werden, um die möglichen Faktoren herauszufiltern, die auf Lage und Form und damit die Koeffizienten der Standard-Biomassefunktion einen signifikanten Einfluss ausüben. Als Einflussfaktoren werden dazu Klon, Stammzahl pro Hektar (Bestandesdichte) und Mittelhöhe herangezogen und den Koeffizienten a_0 und a_1 der entsprechenden Standard-Biomassefunktion gegenübergestellt. Für die Gruppenbildung dienen Klassen unterschiedlicher Bestandesdichte bzw. Bestandesmittelhöhen. Die Zugehörigkeit zu den gruppierten Merkmalen wird durch Codes gekennzeichnet:

Stammzahl (N) in Stück / ha	Code	Mittelhöhe (hm) in m	Code
N = 1100	1	hm ≤ 4	11
1100 < N ≤ 1600	2	4 < hm ≤ 8	12
1600 < N ≤ 3300	3	8 < hm ≤ 12	13
3300 < N ≤ 6600	4	hm > 12	14
N > 6600	5		

Da aus der Vielzahl der Kombinationsmöglichkeiten nicht alle Klassen ausreichend besetzt sind, wird lediglich eine Differenzierung in stammzahlärmere (Klassen 1-3) und stammzahlreichere (Klassen 3-5) Bestände vorgenommen.

Tab. 5-3: Ergebnis der mehrfaktoriellen Varianzanalyse für die Abhängigkeit der Koeffizienten a_0/a_1 .

Mehrfaktorielle Varianzanalyse niedrige Stammzahlen (Code: 1-3)					
Parameter a_0					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0019	2	0,0010	0,3555	0,7209
N	0,0017	2	0,0009	0,3253	0,7398
hm	0,0693	2	0,0346	12,9468	0,0179
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0198	2	0,0099	3,6982	0,1232
Klon / hm	0,0048	2	0,0024	0,9053	0,4739
N / hm	0,0078	1	0,0078	2,9219	0,1626
Parameter a_1					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0608	2	0,0304	0,9202	0,4691
N	0,0123	2	0,0061	0,1857	0,8373
hm	0,7068	2	0,3534	10,6928	0,0248
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,2770	2	0,1385	4,1899	0,1044
Klon / hm	0,0626	2	0,0313	0,9469	0,4606
N / hm	0,0282	1	0,0282	0,8537	0,4078
Mehrfaktorielle Varianzanalyse hohe Stammzahlen (Code: 3-5)					
Parameter a_0					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0101	3	0,0034	2,2871	0,1961
N	0,0220	2	0,0110	7,4985	0,0313
hm	0,0496	3	0,0165	11,2805	0,0115
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0003	3	0,0001	0,0715	0,9727
Klon / hm	0,0089	4	0,0022	1,5111	0,3266
N / hm	0,0069	3	0,0023	1,5777	0,3055
Parameter a_1					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,1413	3	0,0471	1,6499	0,2910
N	0,2745	2	0,1373	4,8065	0,0492
hm	0,4748	3	0,1583	5,5420	0,0478
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0248	3	0,0083	0,2900	0,8314
Klon / hm	0,2193	4	0,0548	1,9201	0,2455
N / hm	0,1808	3	0,0603	2,1108	0,2175

Wie aus dem Ergebnis der mehrfaktoriellen Varianzanalyse in Tabelle 5-3 hervorgeht, übt der Faktor Klon weder in stammzahlärmeren noch in stammzahlreicheren Beständen einen statistisch gesicherten Einfluss auf die Koeffizienten a_0 und a_1 aus. Zudem besteht keine Wechselwirkung zwischen Klon, Stammzahl und Mittelhöhe.

Während in stammzahlärmeren Beständen lediglich für die Mittelhöhe ein signifikanter Einfluss auf beide Koeffizienten nachgewiesen werden kann, zeigen in stammzahlreicheren Beständen a_0 und a_1 sowohl von der Mittelhöhe als auch der Stammzahl eine statistisch gesicherte Abhängigkeit (vgl. Tabelle 5-3 gelb unterlegte Felder). Dazu sei bemerkt, dass für a_1 die Irrtumswahrscheinlichkeit in stammzahlreicheren Beständen bei beiden Einflussgrößen nur knapp unter der Signifikanzschwelle liegt.

Die Wirkungen von Bestandesdichte und Mittelhöhe auf die Lage und Form der Standardbiomassefunktion zeigt Abbildung 5-12. Werden die Biomassefunktionen eines Klones für unterschiedliche Stammzahlbereiche dargestellt, ergibt sich eine klare Staffelung. Mit zunehmender Bestandesdichte wird der Verlauf flacher, das heißt, die Einzelbaumbiomassen bei gleichem $d_{1.3}$ werden kleiner. Die Differenzierung wird wesentlich von der erreichten Mittelhöhe beeinflusst. Sie ist bei größeren Mittelhöhen geringer ausgeprägt.

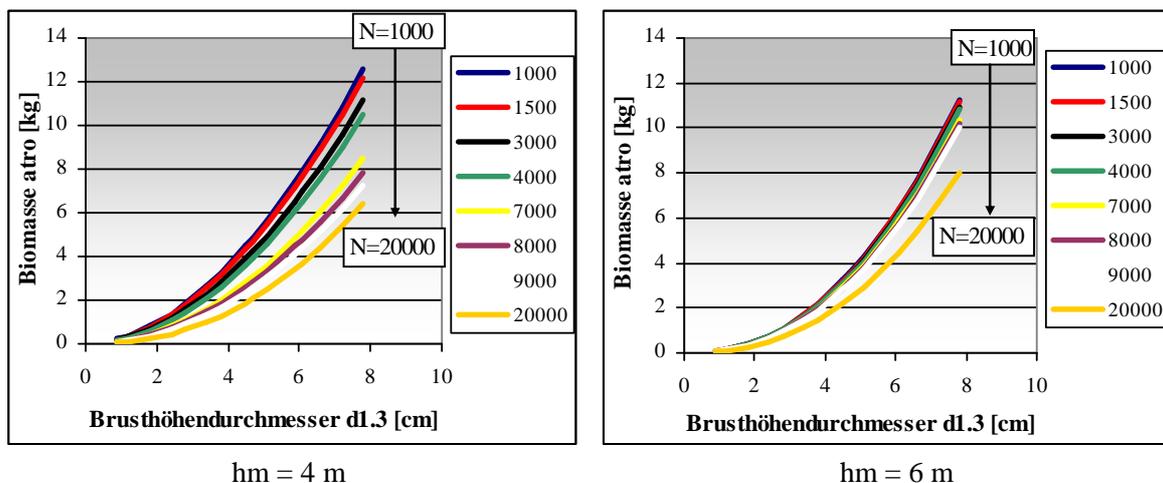


Abb. 5-12: Lage und Form der Standard-Biomassefunktion bei verschiedenen Stammzahlen (N) und Mittelhöhen (hm).

Das Ergebnis der Untersuchungen lässt sich biologisch erklären. Da keine klonspezifische Differenzierung der Kurvenverläufe besteht, muss die Variation von Lage und Form der Biomassefunktionen einerseits durch die Baumdimension und damit der Mittelhöhe sowie andererseits durch die Standraumsituation, welche sich im Verhältnis zwischen Schaft- und Astholz bei gleichem $d_{1.3}$ ausdrückt, hervorgerufen werden.

In stammzahlärmeren Beständen besteht eine geringere konkurrenzbedingte Einengung des Wuchsräumens. Infolgedessen können alle Baumindividuen optimale Kronengrößen ausbilden.

Der Verlauf der Biomassefunktion und damit die Werte der Parameter a_0 und a_1 werden bei gleichem $d_{1,3}$ lediglich von der Mittelhöhe gesteuert.

In stammzahlreicheren Beständen sind die Konkurrenzwirkungen wesentlich stärker ausgeprägt. Aufgrund des eingeschränkten Platzes kommt es hier zu einer verminderten Astausprägung. Das veränderte Verhältnis zwischen Ast- und Schaftbiomasse führt somit bei übereinstimmendem $d_{1,3}$ zu einer kleineren Gesamtbiomasse des Einzelbaumes als in stammzahlärmeren Beständen. Die Stammzahl als ein Maß für den durchschnittlich verfügbaren Wuchsraum wirkt sich daher zusätzlich neben der Mittelhöhe auf die Parameter a_0 und a_1 aus.

5.2.3 Bestimmung der Parameter der Standard-Biomassefunktion

Nachdem für die Koeffizienten a_0 und a_1 eine Abhängigkeit von der Mittelhöhe und der Stammzahl herausgearbeitet werden konnte, soll im Folgenden geprüft werden, ob die Möglichkeit einer Bestimmung der Parameter über diese Einflussgrößen besteht. Für den regressionsanalytischen Ausgleich wird jeweils derjenige Funktionstyp herangezogen, der das höchste Bestimmtheitsmaß bei gleichzeitig plausiblen Kurvenverlauf aufweist. Die Analysen erfolgen anhand der 67 Messreihen, die für die Modellparametrisierung selektiert wurden (vgl. Abschnitt 3.2.3 Tab. 3-5).

5.2.3.1 Beziehung zwischen der Mittelhöhe und den Parametern a_0 bzw. a_1

In Abbildung 5-13 sind die Regressionsfunktionen zwischen der Mittelhöhe (hm) und den Koeffizienten a_0 bzw. a_1 dargestellt.

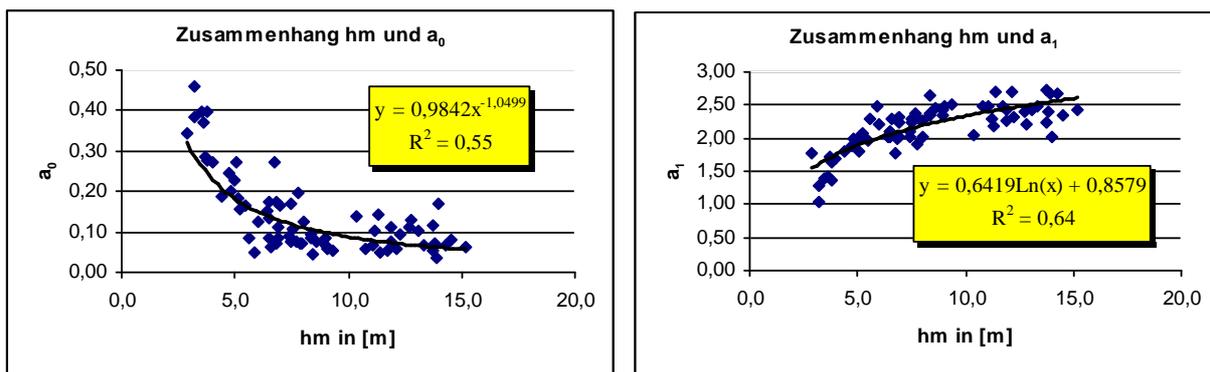


Abb. 5-13: Regressionsfunktionen zwischen der Mittelhöhe (hm) und den Parametern a_0 bzw. a_1 .

Der Wert des Parameters a_0 wird mit zunehmender Mittelhöhe kleiner und ist mit dieser über eine Potenzfunktion verknüpft. Demgegenüber stehen Mittelhöhe und Parameter a_1 in einer logarithmischen Beziehung. Ein Ansteigen der Mittelhöhe führt hierbei zu einem größeren Wert des Koeffizienten a_1 .

Die Bestimmtheitsmaße der beiden Regressionsfunktionen weisen mit Werten von 0,55 (a_0) und 0,64 (a_1) auf eine minder straffe Beziehung hin. Das heißt, die Varianz der Parameterwerte a_0 und a_1 ist zu 55 % (a_0) bzw. 64 % (a_1) durch die Mittelhöhe erklärbar.

5.2.3.2 Beziehung zwischen der Stammzahl und den Parametern a_0 bzw. a_1

Zwischen der Stammzahl (N) und den Koeffizienten a_0 und a_1 besteht ein ähnlicher stochastischer Zusammenhang wie bei der Beziehung zwischen der Mittelhöhe und beiden Parametern (Abb. 5-14).

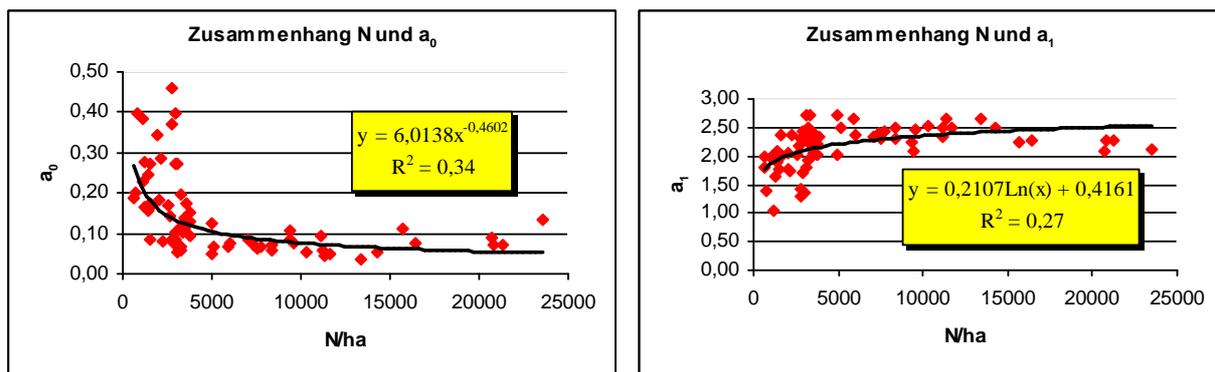


Abb. 5-14: Regressionsfunktionen zwischen der Stammzahl (N) und den Parametern a_0 bzw. a_1 .

Die zwei Variablen N und a_0 sind wiederum über eine Potenzfunktion miteinander verknüpft. Höhere Stammzahlen führen zu einem Absinken der Werte von a_0 . Die Stammzahl und der Parameter a_1 weisen hingegen eine logarithmische Beziehung auf. Mit zunehmenden Stammzahlen wird a_1 größer.

Die Bestimmtheitsmaße sind bei beiden Regressionsfunktionen relativ gering, wobei das R^2 für die Beziehung zwischen Stammzahl und Parameter a_1 mit einem Wert von 0,27 noch etwas gegenüber dem R^2 für die Beziehung zwischen Stammzahl und Parameter a_0 ($R^2 = 0,34$) abfällt. Die Varianz der Koeffizienten ist somit bei a_0 zu 34 % durch die Stammzahl erklärbar, bei a_1 sind dies lediglich 27 %.

5.2.3.3 Zusammenhang zwischen den Parametern a_0 und a_1

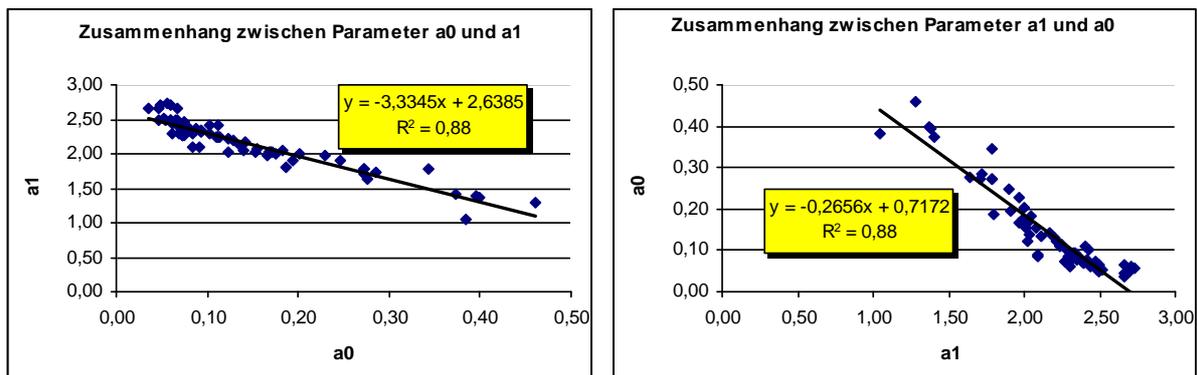
Nachdem die Abhängigkeiten der Parameter a_0 und a_1 von den Einflussgrößen jeweils unabhängig voneinander regressionsanalytisch hergeleitet wurden, soll untersucht werden, ob zwischen beiden Koeffizienten ein signifikanter Zusammenhang besteht. Das Ergebnis der mit dem Statistikprogramm SPSS® durchgeführten Korrelationsanalyse ist Tabelle 5-4 zu entnehmen. Als Maß für die Stärke der Abhängigkeit wurde der Korrelationskoeffizient (r) nach PEARSON gewählt.

Tab. 5-4: Ergebnis der Korrelationsanalyse für die statistische Abhängigkeit der Parameter a_0 und a_1 .

Deskriptive Statistiken				Korrelationen			
	Mittelwert	Standardabweichung	N		a0	a1	
a0	,142796	,0998961	71	a0	Korrelation nach Pearson	1	-,941**
a1	2,162399	,3539466	71		Signifikanz (2-seitig)		,000
					N	71	71
				a1	Korrelation nach Pearson	-,941**	1
					Signifikanz (2-seitig)	,000	
					N	71	71

** Die Korrelation ist auf dem Niveau von 0,01 (2-seitig) signifikant.

Wie aus $r = -0,94$ bei $\alpha < 0,05$ hervorgeht, sind beide Koeffizienten hochsignifikant negativ miteinander korreliert. In Abbildung 5-15 sind die zugehörigen Regressionsfunktionen für die wechselseitigen Beziehungen der Parameter dargestellt. Darin sind die Gleichungen sowohl zur Bestimmung des Parameters a_1 über a_0 als Erklärungsvariable als auch zur Berechnung von a_0 mit a_1 als Erklärungsvariable angegeben. Das hohe Bestimmtheitsmaß ($R^2 = 0,89$) für die Beziehung zwischen beiden Parametern zeigt, dass diese mit einer relativ hohen Schätzgenauigkeit bestimmt werden können.

Abb. 5-15: Regressionsfunktionen für die wechselseitige Herleitung der Parameter a_0 und a_1 .

5.3 Modellansätze auf Basis der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen

Für die Entwicklung eines Ertragsschätzers auf der Basis der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen konnten im vorangegangenen Abschnitt drei Hauptkomponenten als Grundlage herausgearbeitet werden:

- 1) Festlegen des Gleichungstyps $BM = a_0 * BHD^{a_1}$ als Standardbiomassefunktion,
- 2) Aufstellen von Regressionsfunktionen zur Bestimmung der Koeffizienten a_0 und a_1 in Abhängigkeit der Einflussgrößen Mittelhöhe und Stammzahl,
- 3) Herleitung von Regressionsfunktionen für die Beziehung zwischen den Parametern a_0 und a_1 .

In den anschließenden Berechnungen wird geprüft, wie auf Basis dieser drei Grundkomponenten ein Gesamtmodell erstellt werden kann. Dabei liegt neben einer hohen Schätzgenauigkeit die Priorität in der einfachen Struktur des zu entwickelnden Modells.

Zunächst wird die Vorhersagegenauigkeit der Biomasseschätzung durch die Parameterbestimmung über die regressionsanalytische Beziehung zu lediglich einer Einflussgröße getestet. Anschließend wird geprüft, ob die Aufnahme weiterer Variablen bzw. Variablenkombinationen in das Gesamtmodell zu einer Verbesserung der Anpassungsgüte führt. Folgende Modelle bilden dafür die Grundlage:

- Modell I: Parameterbestimmung über die Mittelhöhe hm (vgl. 5.3.2.1),
- Modell II: Parameterbestimmung über die Stammzahl N (vgl. 5.3.2.2),
- Modell III: Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über Formeln (vgl. 5.3.3.1),
- Modell IV: Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über „Regressionskurven-Fächer“ (vgl. 5.3.3.2).

Den Analysen wird eine Untersuchung vorangestellt, bei der zwei Gleichungen für die flächenbezogene Biomassebestimmung gegenübergestellt werden. Hintergrund dafür sind Überlegungen zu prüfen, ob für deren Berechnung alle erhobenen Einzeldurchmesser einer Probe-fläche in die hergeleiteten Biomassefunktionen eingesetzt und die ermittelten Einzelbaum-biomassen summiert werden müssen, oder ob das Einsetzen lediglich des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes in die Biomassefunktion eine hinreichend genaue Ertragsermittlung ermöglicht. Wäre dies der Fall, könnten sowohl die Rechenroutinen bei der Modellfindung, als auch das am Ende favorisierte Gesamtmodell vereinfacht werden.

5.3.1 Anwendung der Standard-Biomassefunktion auf Einzeldurchmesser und dg

Die Bestimmung der Gesamtbiomassevorräte einer Fläche mit Hilfe hergeleiteter Standard-Biomassefunktionen erfolgt grundsätzlich über die Gleichung¹:

$$BM = \frac{\sum_{i=1}^n a_0 * d_i^{a_1}}{1000 * F} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} BM = \text{Biomasse in t/ha} \\ d_i = d_{1,3} \text{ der gemessenen Einzelbäume der Probeparzelle in cm} \\ a_0, a_1 = \text{Parameter der Biomassefunktion} \\ F = \text{Größe der Probeparzelle in ha} \end{array} \quad (5-2)$$

Dabei muss für jeden Baum/Trieb, der innerhalb einer Probefläche bzw. im Rahmen einer Stichprobe erhoben wurde, die Einzelbaumbiomasse ermittelt werden.

Eine vereinfachte Alternative bietet die Formel¹:

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} BM = \text{Biomasse in t/ha} \\ N = \text{Stammzahl pro Hektar} \\ dg = \text{Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in cm} \\ a_0, a_1 = \text{Parameter der entsprechenden Biomassefunktion} \end{array} \quad (5-3)$$

Für die Biomassebestimmung wird hier lediglich der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (*dg*) herangezogen.

Im Folgenden soll geprüft werden, ob sich die Ergebnisse der mit den beiden Gleichungen durchgeführten Berechnungen signifikant voneinander unterscheiden. Dazu werden aus der Grundgesamtheit der für die Parametrisierung genutzten Messreihen 25 Messreihen zufällig „gezogen“. Für diese Messreihen werden unter Verwendung der Formel 5-2 und 5-3 die Atrobiomassevorräte ermittelt und einander paarweise zugeordnet. Die Berechnungen erfolgen anhand der für die jeweiligen Messreihen hergeleiteten Biomassefunktionen. Die so erhaltenen zwei (verbundenen) Stichproben werden mit Hilfe eines Signifikanztests miteinander verglichen. Da im Gegensatz zur Grundgesamtheit die zwei Stichproben keine Normalverteilung aufweisen, wird der parameterfreie Wilcoxon-Test (U-Test) herangezogen. Das Ergebnis gibt Tabelle 5-5 wieder.

Tab. 5-5: Ergebnis des Wilcoxon-Tests (U-Test) für den Vergleich der Stichproben zur Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates auf Basis der Einzeldurchmesser bzw. des *dg*.

Ränge				Statistik für Test ^a		
	Biomasse-Schätzung	N	Mittlerer Rang	Rangsumme	Werte	
Werte	dg	25	25,12	628,00	Mann-Whitney U	303,000
	Einzel-BHD	25	25,88	647,00	Wilcoxon W	628,000
	Total	50			Z	-,184
					Asymptotische Signifikanz (2-seitig)	,854

a. Gruppenvariable: Biomasse-Schätzung

¹ Bei Einsetzen der Einzelbaumdurchmesser bzw. des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes in die Standardbiomassefunktion (Angabe jeweils in cm) werden die Werte in der Einheit Kilogramm ausgegeben. Um die Angaben in Tonnen pro Hektar zu erhalten, werden die Gleichungen zur flächenbezogenen Biomassebestimmung durch 1000 geteilt.

□□s dem Wert der asymptotischen Signifikanz $\alpha = 0,85$ und damit $\alpha > 0,05$ geht hervor, dass zwischen beiden Stichproben kein signifikanter Unterschied in der Verteilungsfunktion besteht. Das heißt, die mit beiden Formeln ermittelten Biomassewerte weisen keine statistisch gesicherten Abweichungen voneinander auf.

In Abbildung 5-16 ist die Streuung der relativen Residuen zwischen beiden Gleichungen über dem Bereich der Biomassewerte der herangezogenen Messreihen dargestellt. Die maximalen Abweichungen liegen alle unter 5 %. Bei 2/3 der ermittelten Biomassewerte sind die Unterschiede sogar kleiner 3 % (in Abbildung grün unterlegt). Die nebenstehende Grafik, in der die Beziehung zwischen den ermittelten Biomassewerten beider Gleichungen dargestellt ist, zeigt, dass nur geringste Streuungen um die Regressionsgerade bestehen. Aus dem Bestimmtheitsmaß von nahezu $R^2=1$ geht hervor, dass die mit beiden Gleichungen berechneten Werte fast identisch sind und unterstreicht die Aussage des U-Testes.

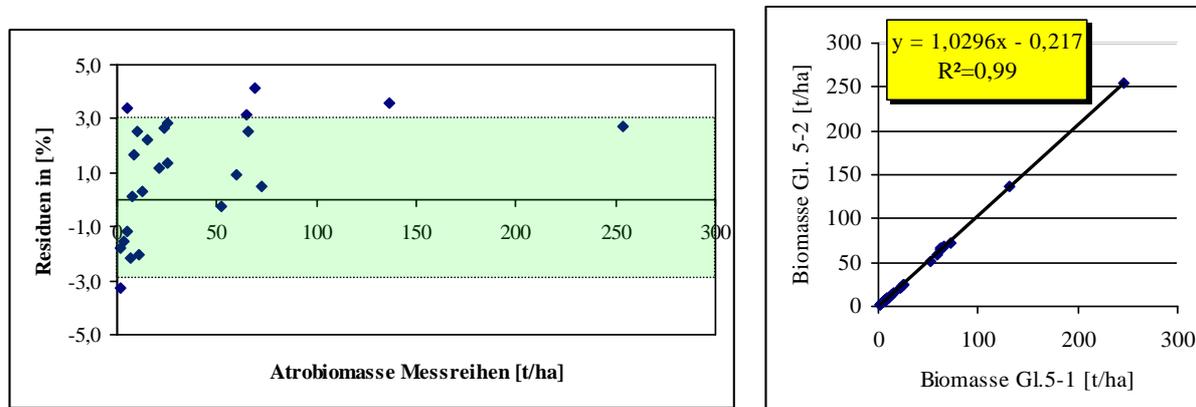


Abb. 5-16: Streuung der relativen Residuen zwischen den Biomassewerten der Gleichungen auf Basis der Einzeldurchmesser d_i (5-2) bzw. des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes d_g (5-3) (links). Regressionsfunktion für die mit den Gleichungen ermittelten Biomassewerte (rechts).

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass für die Bestimmung der flächenbezogenen Biomassewerte beide Formeln gleichberechtigt herangezogen werden können. Bei den folgenden Berechnungen wird daher die einfacher strukturierte Gleichung auf Basis des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes:

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a1}}{1000}$$
 als Basisformel für die Modellentwicklung und den späteren Ertragschätzer definiert.

5.3.2 Biomasseschätzung durch Parameterbestimmung über eine Einflussgröße

5.3.2.1 Modell I: Mittelhöhe

Zur Parameterbestimmung über die Mittelhöhe (hm) werden die beiden Regressionsfunktionen:

$$a_0 = 0,9842 * (hm)^{-1,0499} \quad (5-4)$$

$$a_1 = 0,6419 * LN(hm) + 0,8579 \quad (5-5)$$

herangezogen (vgl. 5.2.3.1). Auf deren Grundlage können für jede der 67 Messreihe spezielle Biomassefunktionen in Abhängigkeit von der Mittelhöhe aufgestellt werden. Anschließend wird durch Einsetzen der entsprechenden Stammzahl und des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes in die Formel:

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000} \quad \text{der flächenbezogene Biomassevorrat geschätzt.}$$

In Abbildung 5-17 sind die tatsächlichen und geschätzten Biomassen gegenübergestellt. Die Größe des Bestimmtheitsmaßes der Regressionsfunktion mit $R^2 = 0,92$ weist daraufhin, dass immerhin 92 % der Varianz der tatsächlichen Biomassewerte durch die geschätzten Biomassen erklärbar sind oder anders ausgedrückt: lediglich 8 % der Varianz der Datenwerte nicht durch die Modellwerte abgebildet werden.

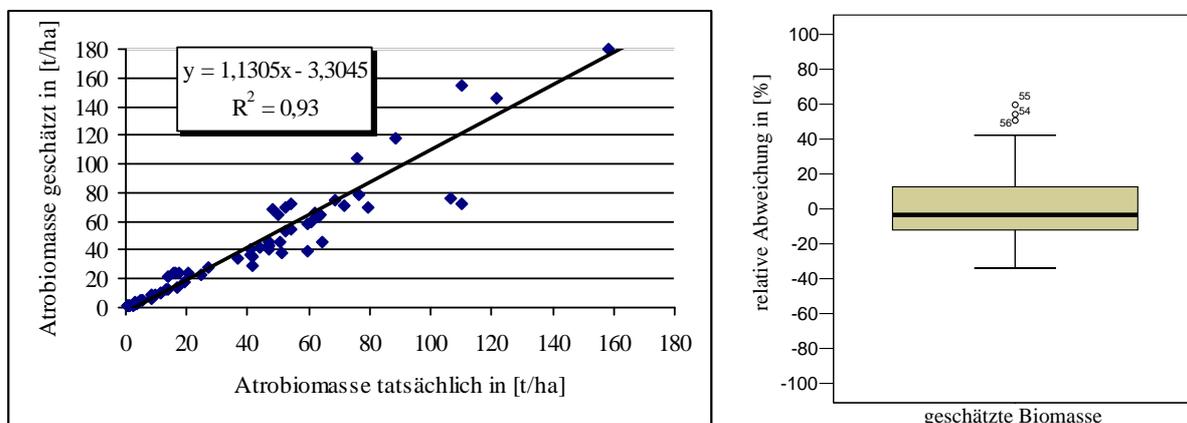


Abb. 5-17: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen über die Mittelhöhe.

Als ein weiteres Maß für die Schätzgenauigkeit dienen die relativen Abweichungen zwischen den Real- und Schätzwerten. Die Größenordnung vermittelt die Boxplotdarstellung in Abbildung 5-17. Diese bestätigt die relativ hohe Anpassungsgüte des Modells. Immerhin werden bei 50 % der Modellwerte Abweichungen von kleiner als 20 % erzielt. Die maximalen Residuen mit Werten bis zu 40 % bewegen sich in einem tolerierbaren Bereich. Allerdings verdeutlichen die Ausreißerwerte, die bis zu 60 % betragen, dass bei drei Messreihen beträchtliche Unterschiede zwischen den geschätzten und tatsächlichen Biomassewerten auftreten.

5.3.2.2 Modell II: Stammzahl

Der Biomasseschätzung auf Basis der Parameterbestimmung über die Stammzahl (N) liegen die gleichen Modellierungsschritte wie im vorangegangenen Abschnitt zu Grunde.

Zuerst werden für alle 67 Messreihen die Koeffizienten a_0 und a_1 der Biomassefunktionen in Abhängigkeit von der Stammzahl über die Regressionsfunktionen:

$$a_0 = 6,0138 * (N)^{-0,4602} \quad (5-6)$$

$$a_1 = 0,2107 * LN(N) + 0,4161 \quad (5-7)$$

geschätzt (vgl. 5.2.3.2).

Anschließend kann durch Einsetzen der Parameterwerte bzw. des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes und Stammzahlen in Formel 5-3 für jede Messreihe der Atrobiomassewert auf Hektarbasis ermittelt werden.

In Abbildung 5-18 wird die Schätzgenauigkeit wiederum anhand der Ausgleichsfunktion zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen bzw. der Boxplotdarstellung der relativen Abweichungen veranschaulicht. Dabei zeigt sich ein analoges Bild wie bei Modell I.

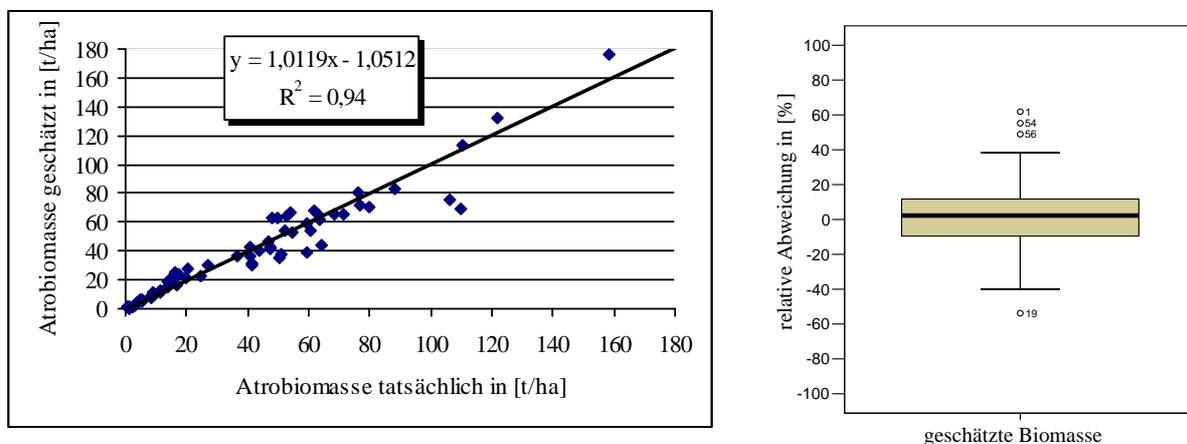


Abb. 5-18: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen über die Stammzahl.

Sowohl das Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,94$ als auch die relativen Abweichungen, die bei 50 % der Werte unter 20 % liegen (siehe Interquartilbereich der Box), weisen wiederum auf eine hohe Anpassungsgüte hin. Zudem betragen die maximalen Residuen nicht mehr als 40 %. Das ist bemerkenswert, da die Regressionsfunktionen zur Herleitung der Parameter sehr geringe Bestimmtheitsmaße aufweisen (vgl. 5.2.3.2). Allerdings zeigen die Ausreißer in der Boxplotdarstellung, dass bei immerhin vier Messreihen die Unterschiede zwischen tatsächlichen und geschätzten Biomassewerten bis zu 60 % betragen.

5.3.2.3 Fazit / Ergebnisanalyse

Wie aus beiden Testergebnissen hervorgeht, führen Modelle, die auf der Parameterfortschreibung in Abhängigkeit von lediglich einer Einflussgröße basieren, schon zu einer hohen Vorhersagegenauigkeit. Allerdings weisen die Ausreißerwerte darauf hin, dass die Modelle noch mit Unsicherheiten behaftet sind. Ursächlich dafür könnte sein, dass die Varianz der Parameterwerte durch einen Faktor noch nicht hinreichend erklärt werden kann. Nach dem Ergebnis der mehrfaktoriellen Varianzanalyse werden die Koeffizienten a_0 und a_1 sowohl von der Stammzahl als auch der Mittelhöhe signifikant beeinflusst. Die Stärke der Wirkungen der Einzelfaktoren auf die Parameterwerte kann dabei innerhalb der Messreihen unterschiedlich ausgeprägt sein. Eine Aussage, welcher Faktor im Einzelfall einen größeren Einfluss auf die Varianz der Parameterwerte ausübt, ist jedoch nicht ohne weiteres möglich. Die Koeffizientenermittlung über lediglich eine Einzelgröße birgt daher ein gewisses Risiko für die Schätzgenauigkeit. Wird beispielsweise bei einer Messreihe die Koeffizientenbestimmung über die Mittelhöhe vorgenommen, obwohl ein erheblich stärkerer Einfluss der Stammzahl auf die Parameterausprägung besteht, könnte dies eine geringere Vorhersagegenauigkeit als bei umgekehrter Anwendung nach sich ziehen.

Da nach dem Ergebnis der mehrfaktoriellen Varianzanalyse keine Wechselwirkung und dadurch bedingte Synergieeffekte zwischen Mittelhöhe und Stammzahl bestehen, ist es möglich, Modelle zu entwickeln, bei denen die Parameter a_0 und a_1 durch die Verknüpfung beider Einflussgrößen geschätzt werden können. Darum ist zu prüfen, ob mit diesen Modellen eine höhere Anpassungsgüte erzielt wird.

5.3.3 Biomasseschätzung durch Parameterbestimmung über die Verknüpfung der Einflussgrößen

Die Verknüpfung von Mittelhöhe und Stammzahl ist grundsätzlich über zwei Verfahren möglich:

- Ø Formeln d.h. der additiven oder multiplikativen Verknüpfung von Termen,
- Ø Herleitung von Regressionsfunktionen für die Parameterbestimmung auf Grundlage einer Einflussgröße in Abhängigkeit der Wertebereiche der zweiten Einflussgröße.

Die Parameterschätzung kann dabei für jeden der beiden Koeffizienten a_0 und a_1 separat durchgeführt werden. Da jedoch a_0 und a_1 hochsignifikant miteinander korreliert sind, besteht die Möglichkeit den zweiten Parameter über die entsprechende Regressionsgleichung zu ermitteln (vgl. 5.2.3.3). Diese Variante wird aufgrund der einfacheren Modellstruktur favorisiert. Die Herleitung über die Verknüpfung der Einflussgrößen erfolgt dabei aufgrund der besseren Anpassungsgüte der Formeln und Regressionsfunktionen für a_0 . Der zugehörige Wert des Koeffizienten a_1 wird dann über a_0 geschätzt.

5.3.3.1 Modell III: Formel

Für den Ausgleich des Zusammenhanges zwischen a_0 und den Einflussgrößen Mittelhöhe und Stammzahl erwies sich die Potenzfunktion als am besten geeignet (vgl. Formel 5-4 und 5-6). Zur Parameterschätzung auf Grundlage der Verknüpfung der Funktionsterme beider Einflussgrößen wurden daraufhin verschiedene Formeln getestet. Unter anderem kamen folgende Ansätze zur Anwendung:

<u>Formel</u>	<u>Anpassungsgüte/Bestimmtheitsmaß</u>
$a_0 = r_0 * hm^{r_1} * N^{r_2}$	$R^2 = 0,77$
$a_0 = r_0 + r_1 * \frac{N}{hm} + r_2 * hm + r_3 * N + r_4 * hm^2 + r_5 * N^2$	$R^2 = 0,76$
$a_0 = r_0 + r_1 * \frac{1}{hm} + r_2 * \frac{1}{N}$	$R^2 = 0,74$
$a_0 = r_0 + r_1 * hm * N + r_2 * hm + r_3 * hm$	$R^2 = 0,60$
$a_0 = r_0 + r_1 * \frac{1}{hm * N}$	$R^2 = 0,47$

Mit: a_0 = Parameter
 hm = Mittelhöhe

$r_0, r_1, r_2, r_3, r_4, r_5$ = Regressionskoeffizienten
 N = Stammzahl

Die Schätzung der Regressionskoeffizienten innerhalb der Formeln bzw. Funktionen erfolgt mit Hilfe der nichtlinearen Regression. Anhand des Bestimmtheitsmaßes kann dann eine Rangfolge bezüglich der Anpassungsgüte für die Schätzung des Parameters a_0 ermittelt werden. Der Funktionstyp bzw. die Formel:

$$a_0 = r_0 * hm^{r_1} * N^{r_2} \tag{5-8}$$

wird schließlich als am besten geeignet herausgefiltert. In Abbildung 5-19 ist dafür das Ergebnis der nichtlinearen Regression dargestellt.

		Nonlinear Regression Summary Statistics				Dependent Variable a0
		Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	
		Regression	3	1,98729	0,66243	
		Residual	68	0,15899	2,338148E-03	
		Uncorrected Total	71	2,14628		
		(Corrected Total)	70	0,69855		
Bestimmtheitsmaß (R^2) für die Koeffizientenschätzung		R squared = 1 - Residual SS / Corrected SS =				0,77239
		Asymptotic 95 % Asymptotic Confidence Interval				
Werte der Regressionskoeffizienten		Parameter	Estimate	Std. Error	Lower	Upper
		r0	3,672368111	1,230411624	1,217119942	6,127616281
		r1	-1,166931764	0,101934532	-1,370338956	-0,963524572
		r2	-0,127157280	0,049497190	-0,225927384	-0,028387175

Abb. 5-19: Ergebnis der nichtlinearen Regression für die Schätzung des Parameters a_0 mit Formel 5-8.

Das Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,77$ belegt einen minder straffen Zusammenhang zwischen Parameter a_0 als Bestimmungsgröße und der gewählten Verknüpfung der Einflussgrößen als Erklärungsvariablen. Demnach werden 77 % der Streuung der a_0 -Werte durch hm und N erklärt.

Durch Einsetzen der Regressionskoeffizienten aus Abbildung 5-19 in Formel 5-8 ergibt sich schließlich folgende Funktion für die Schätzung des Parameters a_0 :

$$a_0 = 3,672 * hm^{-1,1669} * N^{-0,1271} \quad (5-9)$$

Für jede der 72 Messreihen kann somit unter Einbeziehung der entsprechenden Mittelhöhe und Stammzahl der Wert des Koeffizienten a_0 ermittelt werden.

Unter Verwendung der Regressionsfunktion:

$$a_1 = -3,3345 * a_0 + 2,6385 \quad (5-10)$$

wird dann der zu jedem Parameter a_0 zugehörige Parameter a_1 bestimmt. Somit erhält man für jede Messreihe die jeweiligen Koeffizientenpaare der Standard-Biomassefunktion. Die Schätzung der flächenbezogenen Biomassewerte erfolgt anschließend durch Einsetzen der Koeffizienten a_0 und a_1 , der Stammzahl sowie des dg in Gleichung 5-3.

Die Vorhersagegenauigkeit ist in Abbildung 5-20 graphisch veranschaulicht. Das Bestimmtheitsmaß der Ausgleichsfunktion zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen beträgt $R^2 = 0,91$ und ist damit marginal kleiner als bei den Modellen, die auf der Parameterschätzung über lediglich eine Einflussgröße beruhen (vgl. 5.3.2.1 Modell I: hm : $B = 0,92$; 5.3.2.2 Modell II: N : $B=0,94$).

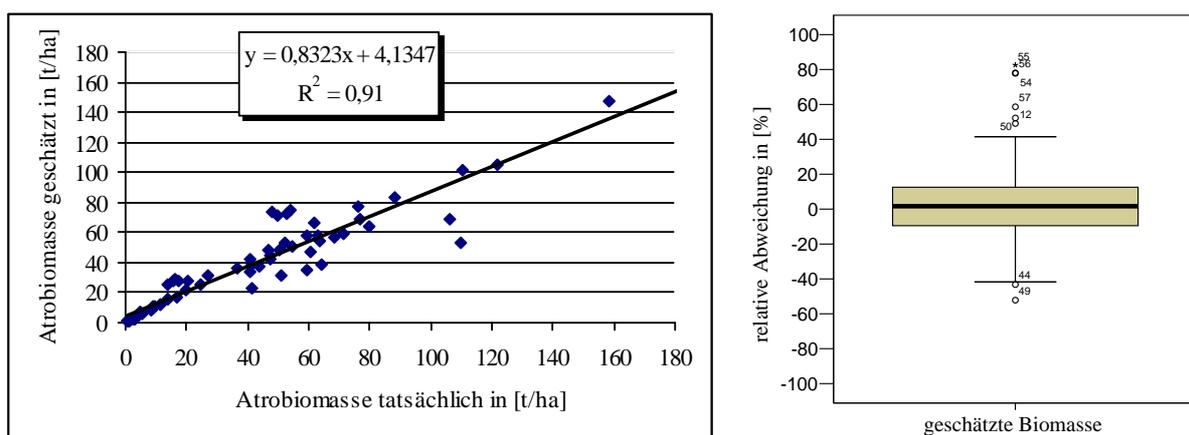


Abb. 5-20: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung von Biomassefunktionen durch Verknüpfung der Einflussgrößen über eine Formel.

Werden für die Bewertung der Ergebnisse die relativen Residuen zwischen den Real- und Schätzwerten herangezogen, zeigt sich, dass sich im Vergleich zu Modell I und II zwar die

maximalen Abweichungen mit rund 40 % in ähnlichen Größenordnungen bewegen und bei der Hälfte der Werte die Residuen mit ≤ 15 % nahezu identisch sind. Allerdings ist die Anzahl der Ausreißer größer. Zudem liegen diese mit Werten von bis zu 80 % deutlich höher. Die Verknüpfung der Einflussgrößen über eine Formel führt demnach nicht zu einer Verbesserung in der Modellanpassung.

5.3.3.2 Modell IV: Regressionskurven-Fächer

Für die Entwicklung eines Modells zur flächenbezogenen Biomassebestimmung über die Parameterbestimmung durch Verknüpfung der Einflussgrößen hm und N über Regressionskurvenfächer bestehen prinzipiell zwei Möglichkeiten:

- Ø Aufstellen von Regressionsfunktionen für die Beziehung zwischen Mittelhöhe und Parameter a_0 für verschiedene Stammzahlbereiche
- Ø Aufstellen von Regressionsfunktionen für die Beziehung zwischen Stammzahl und Parameter a_0 für verschiedene Mittelhöhenbereiche

Nach Analyse des zur Verfügung stehenden Datenmaterials wird die Modellentwicklung auf der Basis des letzten der beiden Ansätze durchgeführt. Der Grund dafür ist, dass die Festlegung der Mittelhöhenbereiche für die die Beziehungen zwischen N und a_0 herzuleiten sind, eindeutiger definiert werden können. Das hm -Spektrum reicht von 3,0 bis 16,0 m, während sich die Stammzahlen in einem Bereich von 1000 bis 25000 N/ha bewegen (vgl. 3.2.3). Die Festlegung der Klassenbreiten gestaltet sich daher bei der Stammzahl schwieriger.

Für die Modellentwicklung leiten sich drei Schritte ab:

- 1) Aufstellen von N/a_0 -Regressionsfunktionen für hm -Bereiche, die auf der Basis des Datenmaterials festgelegt werden können
- 2) Herleitung der Regressionsfunktionen für fehlende hm -Bereiche
- 3) Ermittlung der flächenbezogenen Biomassevorräte

1) Aufstellen von N/a_0 -Regressionsfunktionen

Zunächst werden für jeden Mittelhöhenbereich die Stammzahlen und die dazugehörigen Koeffizienten gegenübergestellt und bei ausreichender Belegung regressionsanalytisch ausgeglichen.

In Abbildung 5-21 sind die anhand der 67 Messreihen hergeleiteten Funktionsgleichungen dargestellt. Wie daraus hervorgeht, ist es nicht möglich für jede Mittelhöhe eine spezielle Regressionsfunktion aufzustellen. Dies liegt daran, dass für eine definierte Mittelhöhe Parameterwerte über das gesamte Stammzahlenspektrum ($1000 \leq N < 25000$) vorliegen müssen,

damit die Funktionsgleichungen den regressionsanalytischen Zusammenhang zwischen Stammzahl und Parameter hinreichend genau wiedergeben. Da jedoch insgesamt nur 67 N/a_0 -Wertepaare zur Verfügung stehen, wird diese Voraussetzung nicht für jede Mittelhöhe erfüllt.

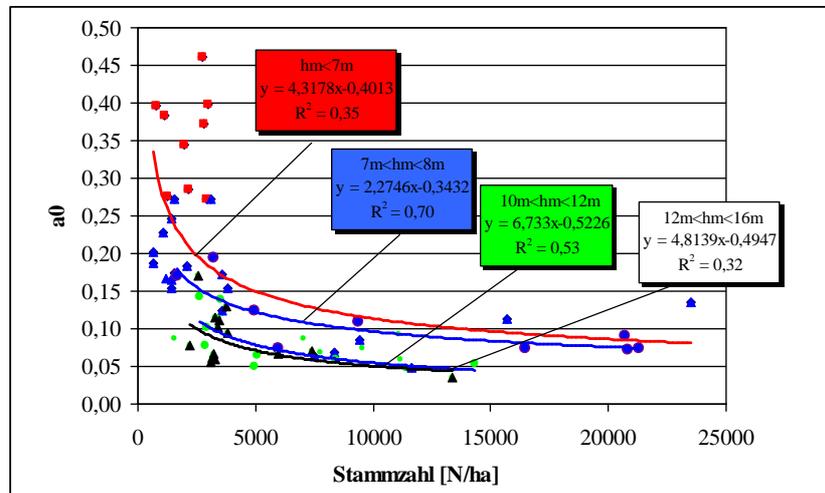


Abb. 5-21: Für verschiedene Mittelhöhenbereiche auf der Basis des Datenmaterials hergeleitete N/a_0 -Regressionsfunktionen.

Daher werden Mittelhöhenbereiche gebildet, innerhalb derer Regressionsfunktionen auf der Basis einer ausreichenden Anzahl von N/a_0 -Wertepaaren aufgestellt werden können:

$hm < 7 \text{ m}$	$a_0 = 4,3178 * N^{-0,4013}$	$R^2 = 0,354$
$7\text{m} < hm \leq 8 \text{ m}$	$a_0 = 2,2756 * N^{-0,3432}$	$R^2 = 0,701$
$10\text{m} < hm \leq 12 \text{ m}$	$a_0 = 6,7330 * N^{-0,5226}$	$R^2 = 0,531$
$12\text{m} < hm \leq 16 \text{ m}$	$a_0 = 4,8139 * N^{-0,4947}$	$R^2 = 0,322$

Die Bestimmtheitsmaße zeigen, dass die Anpassungsgüte der vier Ausgleichsfunktionen teilweise gering ausfällt. Da jedoch eine Mindestanzahl an Gleichungen für die weiteren Modellierungsschritte verfügbar sein muss, wird eine Anpassungsgüte von $R^2 > 0,3$ für die Einbeziehung toleriert. Aus dem späteren Ergebnis der Evaluierung des Gesamtmodells geht hervor, dass sich der dadurch bedingte negative Einfluss auf die Schätzgenauigkeit in einem vertretbaren Rahmen bewegt.

2) Herleitung der Regressionsfunktionen für fehlende Höhenbereiche

Die Wertebereiche, innerhalb derer die Regressionsfunktionen anhand des Datenmaterials hergeleitet werden können, spiegeln nur ein unzureichendes Mittelhöhenpektrum wider. Daher werden mit den anschließenden Modellierungsschritten N/a_0 -Regressionskurven für weitere Mittelhöhenbereiche erzeugt.

Wie aus Abbildung 5-21 und 5-22 hervorgeht, zeigen die vier Regressionsfunktionen mit zunehmendem Mittelhöhenbereich einen eindeutigen Trend der Verlagerung hin zu kleineren Parameterwerten. Ihre Form bleibt dabei nahezu identisch. Auf dieser Grundlage können weitere Funktionskurven hergeleitet werden. In einem ersten Schritt werden dazu Stammzahlbereiche zur Bestimmung von Wertepaaren, bestehend aus dem Mittelhöhenbereich der vier Regressionsfunktionen und dem zugehörigen Parameter a_0 festgelegt.

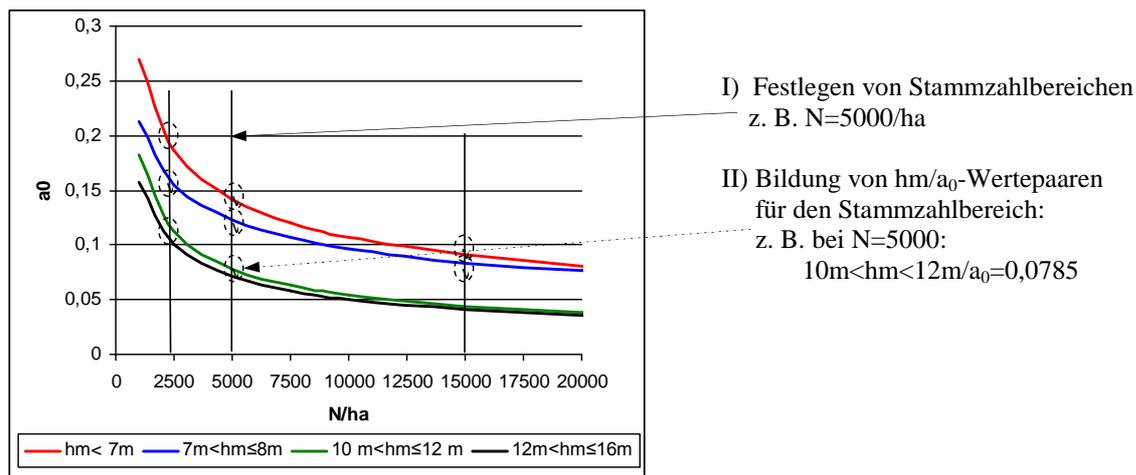


Abb. 5-22: Vorgehen zur Ermittlung von hm/a_0 -Wertepaaren der hergeleiteten Regressionsfunktionen für definierte Stammzahlbereiche.

In Abbildung 5-22 ist dies graphisch veranschaulicht. Für eine festgelegte Stammzahl (z. B. 5000 N/ha) ergeben sich an den Schnittpunkten mit den Regressionsfunktionen der entsprechenden Mittelhöhenbereiche hm/a_0 -Wertepaare. Oder anders ausgedrückt: Bei Einsetzen der Stammzahlen in die Regressionsfunktionen für die entsprechenden Mittelhöhenbereiche kann der zugehörige Parameterwert a_0 bestimmt werden. Für eine Stammzahl von 5000 N/ha würde für den Mittelhöhenbereich von $10\text{ m} < hm < 12\text{ m}$ (grüne Kurve in Abb. 5-22 bzw. Regressionsgleichung: $a_0 = 6,7330 * N^{-0,5226}$) das Wertepaar:

$10\text{ m} < hm \leq 12\text{ m} / a_0 = 0,785$ lauten. Somit kann eine Ergebnismatrix, bestehend aus den Wertepaaren für definierte Stammzahlen, aufgestellt werden. In Tabelle 5-6 sind für ausgewählte Stammzahlen die ermittelten Parameterwerte aufgeführt.¹

Tab. 5-6: Mit den Regressionsfunktionen der vier Mittelhöhenbereiche für definierte Stammzahlen ermittelte Werte des Parameters a_0 (Ausschnitt).

definierte Stammzahl N/ha	Wert des Parameters a_0			
	$hm < 7\text{m}$	$7\text{m} < hm < 8\text{m}$	$10\text{ m} < hm < 12\text{ m}$	$12\text{m} < hm < 15\text{m}$
1000	0,2700	0,2125	0,1821	0,1579
2500	0,1869	0,1551	0,1128	0,1004
5000	0,1415	0,1223	0,0785	0,0712
7500	0,1203	0,1064	0,0635	0,0583

¹ Zum besseren Verständnis sind die Parameterwerte für das Beispiel der Stammzahl von 5000 N/ha gelb unterlegt.

Werden die Mittelhöhen und zugehörigen Parameterwerte für die entsprechenden Stammzahlbereiche mit einer geeigneten Regressionsfunktion ausgeglichen, können für die fehlenden Mittelhöhen die zugehörigen Parameterwerte bestimmt werden.

Da innerhalb der hm/a_0 Wertepaare für die Mittelhöhen lediglich Bereiche angegeben sind, also keine Zahlenwerte vorliegen, ist es für die Aufstellung von Regressionsfunktionen notwendig, entsprechende Referenzwerte zu bilden. Dazu wird das arithmetische Mittel aller Mittelhöhen der Messreihen, die dem jeweiligen hm -Bereich zuzuordnen sind, verwendet.

Tabelle 5-7 zeigt dies am Beispiel des Bereichs von $10\text{m} < hm \leq 12\text{ m}$. Darin sind die Mittelhöhen der 9 zugehörigen Messreihen aufgeführt. Aus dem arithmetischen Mittel ergibt sich für den Bereich von $10\text{m} < hm \leq 12\text{ m}$ ein Referenzwert von $hm = 11,3\text{ m}$. Bei einer Stammzahl von 5000 N/ha würde somit das Wertepaar $hm = 11,3\text{ m} / a_0 = 0,0785$ lauten.

Tab. 5-7: Mittelhöhen aller Messreihen innerhalb des Bereichs $10\text{m} < hm \leq 12\text{ m}$ und zugehöriger Referenzwert.

Messreihe				Mittelhöhe hm in [m]
Versuchsfeld	Klon	Alter		
		Stock	Trieb	
Methau I	Max 4	6	6	10,4
Laage	Max 3	9	10	10,8
Beuerberg	Max 3	10	5	11,1
Methau I	Max 3	6	6	11,2
Neuhof	Beaupre	10	10	11,3
Beuerberg	Münden	10	5	11,4
Laage	Max 4	9	10	11,7
Neuhof	Max 1	10	10	11,9
Methau I	275	6	6	11,9
Mittelwert für den Bereich $10\text{m} < hm \leq 12\text{ m}$				11,3

Anhand des Datenmaterials ergeben sich analog zu den vier Mittelhöhenbereichen folgende Referenzwerte:

$$\begin{aligned}
 hm < 7\text{ m} & \longrightarrow hm = 5,2\text{ m} \\
 7\text{m} < hm \leq 8\text{ m} & \longrightarrow hm = 7,6\text{ m} \\
 10\text{m} < hm \leq 12\text{ m} & \longrightarrow hm = 11,3\text{ m} \\
 12\text{m} < hm \leq 16\text{ m} & \longrightarrow hm = 13,5\text{ m}
 \end{aligned}$$

Auf der Grundlage dieser Referenzwerte können nun für definierte Stammzahlbereiche die hm/a_0 -Wertepaare mit geeigneten Regressionsfunktionen ausgeglichen werden. Wie aus Abbildung 5-23 hervorgeht, erwies sich dabei der lineare Funktionstyp der Form als am besten geeignet. Aufgrund der begrenzten Datenbasis beruhen die hergeleiteten Regressionsfunktionen auf dem Ausgleich von lediglich vier Wertepaaren. Für die Stammzahlen von 1000 N/ha,

2500 N/ha und 5000 N/ha sind in Abbildung 5-23 die zugehörigen Funktionsgleichungen beispielhaft angegeben.

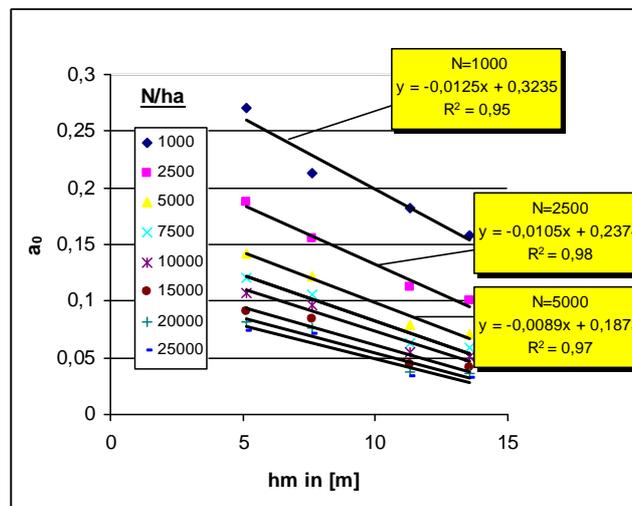


Abb. 5-23: Regressionsfunktionen für den Ausgleich der hm/a_0 -Werte für verschiedene Stammzahlen.

In einem weiteren Modellierungsschritt werden mit den Regressionsfunktionen für jede Mittelhöhe die zugehörigen Parameterwerte bestimmt und wiederum in einer Ergebnismatrix zusammengefasst (Tab. 5-8). Bei einer Stammzahl von 5000 N/ha ergibt sich z. B. für eine gewählte Mittelhöhe von $hm = 2$ m durch Einsetzen dieser in die entsprechende Regressionsgleichung: $y = -0,0089 \cdot x + 0,1873$ (vgl. Abb. 5-23) der Parameterwert $a_0 = 0,1695^1$.

Tab. 5-8: Ergebnismatrix der für alle Mittelhöhen ermittelten Werte des Parameters a_0 innerhalb ausgewählter Stammzahlbereiche.

definierte Stammzahl N/ha	Wert des Parameters a_0						
	hm = 1 m	hm = 2 m	hm = 3 m	hm = 4 m	hm = 5 m	hm = 6 m	hm = 7 m
1000	0,311	0,2985	0,286	0,2735	0,261	0,2485	0,236
2500	0,2269	0,2164	0,2059	0,1954	0,1849	0,1744	0,1639
5000	0,1784	0,1695	0,1606	0,1517	0,1428	0,1339	0,125
7500	0,1547	0,1466	0,1385	0,1304	0,1223	0,1142	0,1061

Innerhalb der Ergebnismatrix können für jede Mittelhöhe Wertepaare bestehend aus der Stammzahl und dem zugehörigen Parameter a_0 gebildet werden. In Tabelle 5-8 sind am Beispiel der Mittelhöhe von $hm = 2$ m die N/a_0 -Wertepaare gelb hervorgehoben. Diese können mit geeigneten Regressionsfunktionen ausgeglichen werden. Somit erhält man für jede Mittelhöhe eine Funktionsgleichung zur Bestimmung des Parameterwertes in Abhängigkeit von der Stammzahl.

In Abbildung 5-24 sind die so erzeugten „Regressionskurven-Fächer“ für einen Mittelhöhenbereich von 2 m bis 14 m dargestellt. Da es sich bei den Parameterwerten bereits über Aus-

¹ vgl. Tabelle 5-8 gelb unterlegte Spalte.

gleichsfunktionen modellierte Werte handelt (vgl. vorangegangene Ausführungen), weisen die Bestimmtheitsmaße der N/a_0 -Regressionsfunktionen Werte von $R^2 \sim 1$ auf und werden daher nicht angegeben.

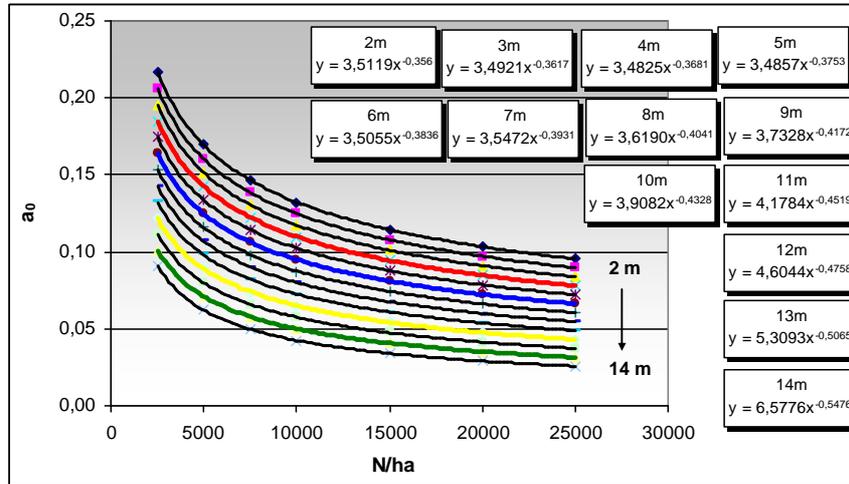


Abb. 5-24: Für Mittelhöhen von 2 m bis 14 m hergeleitete Regressionsfunktionen zur Bestimmung von a_0 in Abhängigkeit von der Stammzahl.

Als Funktionstyp wird die potentielle (allometrische) Gleichung der Form:

$$a_0 = r_0 * N^{r_1} \quad \text{Mit: } N = \text{Stammzahl pro Hektar} \quad (5-11)$$

$r_0, r_1 = \text{Regressionskoeffizienten in Abhängigkeit der Mittelhöhe}$

zu Grunde gelegt. Mit dieser ist es möglich, zu jeder Kombination aus Mittelhöhe und Stammzahl den zugehörigen Wert des Parameters a_0 zu ermitteln. Die Funktionsgleichungen für ausgewählte Mittelhöhen zeigt Tabelle 5-9.

Tab. 5-9: Beispiele für Regressionsgleichungen zur Bestimmung von Parameter a_0 .

hm in [m]	Regressionskoeffizienten		Regressionsgleichungen für die Bestimmung von Parameter a_0
	r_0	r_1	
1	3,5397	-0,3509	$a_0 = 3,5397 * N^{-0,3509}$
2	3,5119	-0,3560	$a_0 = 3,5119 * N^{-0,3560}$
3	3,4921	-0,3617	$a_0 = 3,4921 * N^{-0,3617}$
4	3,4825	-0,3681	$a_0 = 3,4825 * N^{-0,3681}$
5	3,4857	-0,3753	$a_0 = 3,4857 * N^{-0,3753}$
6	3,5055	-0,3836	$a_0 = 3,5055 * N^{-0,3836}$
7	3,5472	-0,3931	$a_0 = 3,5472 * N^{-0,3931}$
8	3,6190	-0,4041	$a_0 = 3,6190 * N^{-0,4041}$
9	3,7328	-0,4172	$a_0 = 3,7328 * N^{-0,4172}$
10	3,9082	-0,4328	$a_0 = 3,9082 * N^{-0,4328}$
11	4,1784	-0,4519	$a_0 = 4,1784 * N^{-0,4519}$
12	4,6044	-0,4758	$a_0 = 4,6044 * N^{-0,4758}$
13	5,3093	-0,5065	$a_0 = 5,3093 * N^{-0,5065}$
14	6,5776	-0,5476	$a_0 = 6,5776 * N^{-0,5476}$

3) Ermittlung der flächenbezogenen Biomassevorräte

Für die Ermittlung der Biomassevorräte einer Fläche müssen Stammzahl (N), Mittelhöhe (hm) und der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) bekannt sein. Anhand der Mittelhöhe kann die entsprechende Regressionsfunktion zur Ermittlung des Parameters a_0 bestimmt werden. Dabei sei darauf verwiesen, dass die Gleichungen nur für ganzzahlige hm -Werte gelten. Bei Angaben der Mittelhöhenwerte auf Zehntelbasis sind die allgemeingültigen mathematischen Rundungsregeln anzuwenden.

Bei einer Mittelhöhe von $hm = 4,4$ m würde beispielsweise die in Tabelle 5-9 unter $hm = 4$ m angegebene Regressionsfunktion $a_0 = 3,4825 * N^{-0,3681}$ herangezogen werden. Durch Einsetzen der Stammzahl in die entsprechende Gleichung kann der Wert des Parameters a_0 berechnet werden. Unter Verwendung der Formel 5-10:

$$a_1 = -3,3345 * a_0 + 2,6385$$

wird der zu a_0 zugehörige Parameter a_1 der Standard-Biomassefunktion bestimmt. Durch Einsetzen aller Werte in Gleichung 5-3:

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$$

erfolgt anschließend die Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates.

Schätzgenauigkeit

Für die Beurteilung der Vorhersagegenauigkeit werden wiederum die Ausgleichsfunktion zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen sowie die relativen Abweichungen zwischen Real- und Schätzwerten herangezogen (Abb. 5-25).

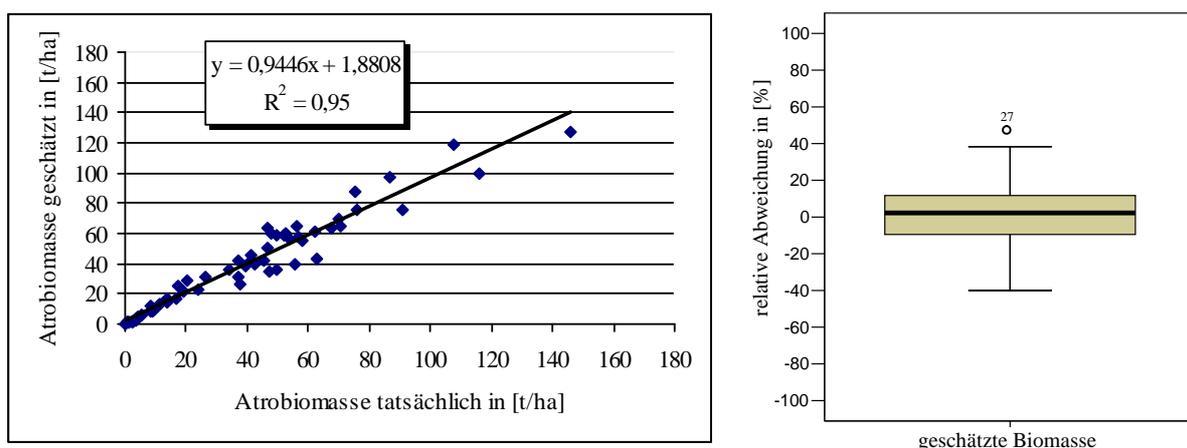


Abb. 5-25: Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Parameterbestimmung durch Verknüpfung der Einflussgrößen über „Regressionskurvenflächen“.

Die Boxplotdarstellung zeigt, dass bis auf einen Wert, der deutlich unter 60 % liegt, keine weiteren Ausreißer vorliegen. Das ist eine wesentliche Verbesserung zu den vorher präsent-

tierten Modellen. Ansonsten weisen die relativen Residuen ähnliche Größenordnungen auf. Demnach betragen die maximalen Abweichungen bis zu 40 % und werden bei der Hälfte der Messreihen Residuenwerte von ≤ 15 % erzielt. Das Bestimmtheitsmaß der Ausgleichsfunktion zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen liegt mit $R^2 = 0,95$ etwas höher als bei den anderen Modellen. Das heißt, die fast vollständige Beseitigung der Ausreißerwerte hat eine bessere Anpassung der Modell- an die Datenwerte zur Folge.

5.3.3.3 Fazit/Ergebnisanalyse

Die beiden Modelle zur flächenbezogenen Biomassebestimmung, die auf der Parameterschätzung durch Verknüpfung der Einflussgrößen beruhen, unterscheiden sich deutlich in der Anpassungsgüte. Dabei weist Modell III, das auf der Verknüpfung der Einflussgrößen über Formeln beruht, eine geringere Vorhersagegenauigkeit auf. Zwar ist dieses Modell etwas einfacher aufgebaut – es besteht nur eine Formel für die Parameterschätzung, in die lediglich die Werte der Einflussgrößen eingesetzt werden müssen – doch ist es gegenüber Ausreißerwerten anfälliger. Diese werden bei Verknüpfung der Einflussgrößen über Regressionskurvenfächer (Modell IV) fast vollständig eliminiert. Beim Vergleich beider Modelle ist daher Modell IV zu favorisieren.

5.3.4 Zusammenfassende Gesamtbetrachtung der Modelle

In den vorangegangenen Abschnitten wurden vier Modelle für die flächenbezogene Biomasseschätzung in Kurzumtriebsbeständen vorgestellt. Diese sind in Abbildung 5-26 noch einmal zusammenfassend gegenübergestellt.

Grundlage aller Modelle bildet die unter 5.3.1 definierte Basisgleichung (vgl. Formel 5-3). Hierin werden die Parameter der Biomassefunktion in Abhängigkeit der signifikanten Einflussgrößen Mittelhöhe und Stammzahl geschätzt. Während bei den Modellen I und II die Koeffizientenermittlung sowohl für a_0 als auch a_1 über die Abhängigkeit von lediglich einer Einflussgröße vorgenommen wird, erfolgt bei den anderen beiden Modellen (III; IV) die Bestimmung von a_0 über die Verknüpfung von N und hm . Der zugehörige Parameter a_1 wird dann aus der entsprechenden Regressionsfunktion für die Abhängigkeit zwischen beiden Koeffizienten ermittelt.

Der Vorteil aller Modelle besteht in ihrer einfachen Struktur. So müssen lediglich die zwei Parameter der Standard-Biomassefunktion über entsprechende Gleichungen bestimmt werden. Die Modelle I, II und III sind gegenüber Modell IV etwas einfacher aufgebaut. Hier können die Koeffizienten über eine Gleichung durch direktes Einsetzen der Einflussgrößen ermittelt werden. Bei Modell IV sind, je nach Wertebereich der einen Einflussgröße, die entsprechen-

den Gleichungen für die Parameterschätzung über die andere Einflussgröße heranzuziehen. Hier stehen somit mehrere Gleichungen zur Auswahl.

Basisgleichung zur flächenbezogenen Biomassebestimmung

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$$

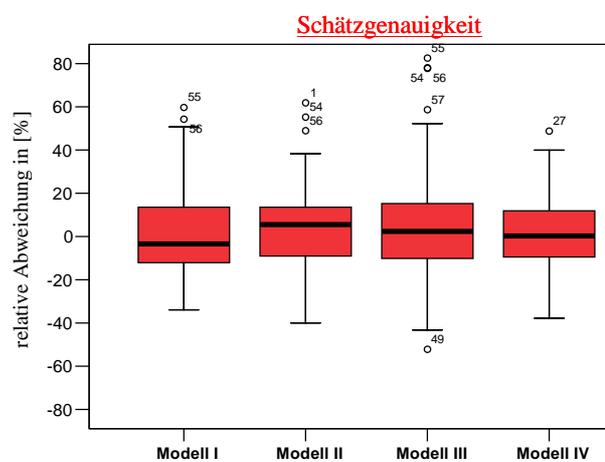
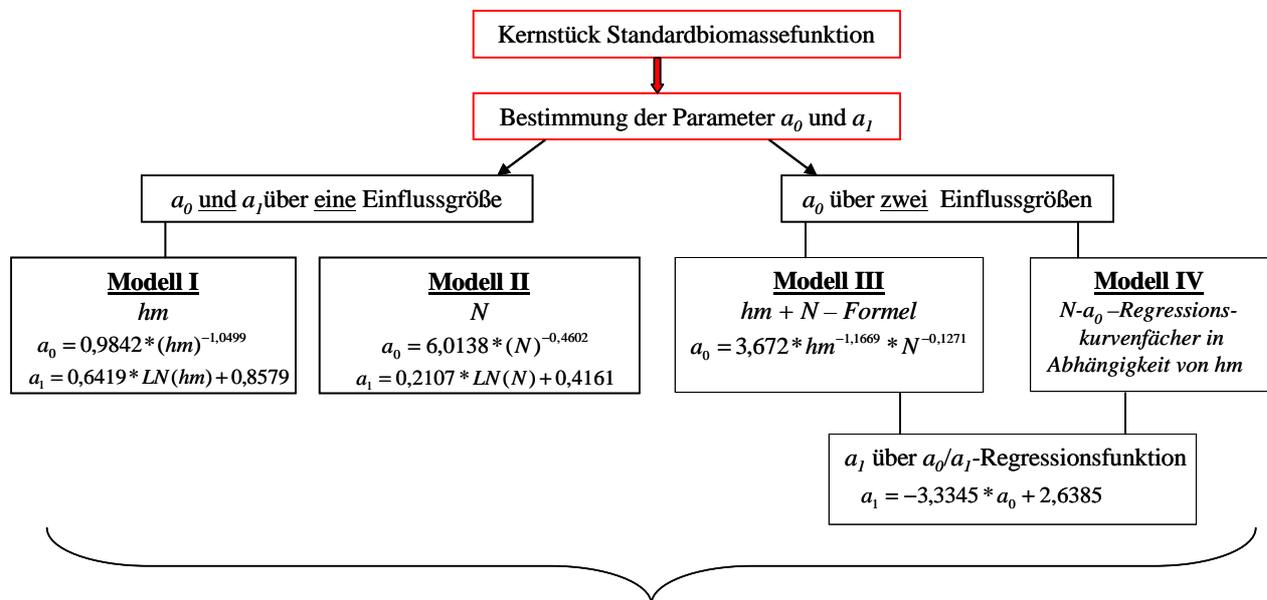


Abb. 5-26: Gesamtüberblick der geprüften Modelle.

Da sich die Modelle in ihrer Struktur nur unwesentlich unterscheiden, kommt der Schätzgenauigkeit für die Modellselektion die entscheidende Bedeutung zu. Bei der Herleitung der einzelnen Ansätze wurden die Bestimmtheitsmaße der Ausgleichsfunktionen zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen sowie die relativen Abweichungen zwischen den Modell- und Datenwerten als Vergleichsgrößen für die Anpassungsgüte genutzt. In Abbildung 5-26 sind letztere noch einmal als Boxplots für alle Modelle gegenübergestellt. Modell IV, das auf der Verknüpfung der Einflussgrößen über Regressionskurvenfächer beruht, hebt sich durch die marginale Anzahl von Ausreißerwerten in seiner Schätzgenauigkeit positiv

gegenüber den anderen Ansätzen ab. Als ein weiteres Maß für den Modellvergleich werden zusätzlich die Evaluierungskenngrößen:

- Ø *Bias (Verzerrung)*
- Ø *Präzision (Prognosestreuung)*
- Ø *und Treffgenauigkeit*

herangezogen. Der Vorteil dieser drei Maßzahlen besteht darin, dass durch deren Bezug auf den Mittelwert der jeweiligen Modellierungsgröße dimensionsunabhängige Aussagen gewonnen werden, die sowohl Vergleiche der Modelle untereinander als auch mit anderen Ansätzen ermöglichen.

Die Evaluierungsgrößen werden zunächst bei Anwendung auf das für die Parametrisierung verwendete Datenmaterial betrachtet. Die für die vier Modelle ermittelten Werte sind Tabelle 5-10 zu entnehmen. Der Treffgenauigkeit, die das Zusammenwirken von Bias (Verzerrung) und Präzision (Prognosestreuung) verdeutlicht, ist die entscheidende Bedeutung beizumessen. Sie stellt den Grad der Annäherung der Schätzung an die Wirklichkeit dar und variiert bei den einzelnen Modellen beträchtlich. Während Modell IV einen Wert von $m_x = 20,0$ % erbringt, liegt dieser bei Modell III mit $m_x = 31,6$ % deutlich höher. Das Ergebnis bedeutet damit, dass bei Vorliegen einer Normalverteilung 68 % der Biomasseschätzungen nicht mehr als 20,0 % (Modell IV) bzw. immerhin 31,6 % (Modell III) von der wirklichen Biomasse abweichen. Die Werte der Treffgenauigkeit der anderen beiden Modelle sind dazwischen angesiedelt.

Tab. 5-10: Evaluierungsgrößen Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit der Modelle bei Anwendung auf das für die Parametrisierung verwendete Datenmaterial.

	Modelle in Abhängigkeit einer Einflussgröße		Modelle in Abhängigkeit von zwei Einflussgrößen	
	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
	hm	N	hm + N Formel	hm + N Kurvenfächer
\bar{e} %	-4,0	0,3	1,3	-1,6
s_e %	29,9	24,7	31,6	19,9
m_x %	30,1	24,7	31,6	20,0

\bar{e} % = Bias (Verzerrung), s_e % = Präzision (Prognosestreuung), m_x % = Treffgenauigkeit (nach PRETZSCH 2001), alle bezogen auf den Mittelwert der realen Biomassen.

Die Unterschiede der Modelle in ihrer Treffgenauigkeit werden durch die Präzision (Prognosestreuung) hervorgerufen, die in gleichen Größenordnungen wie die Treffgenauigkeit schwankt. Im Gegensatz dazu lässt die Bias (Verzerrung) mit Werten zwischen -4,0 % und 1,3 % erkennen, dass sich die durchschnittliche Differenz zwischen Real- und Schätzwert nur unwesentlich unterscheidet. Bei den Modellen kommt es somit nicht zu einer starken systematischen Über- oder Unterschätzung. Die Anpassungsgüte wird damit besonders durch die Anfälligkeit gegenüber Ausreißerwerten bestimmt.

In Abhängigkeit der Treffgenauigkeit und unter Berücksichtigung der Bias (Verzerrung) und Präzision (Prognosestreuung) lässt sich die in Abbildung 5-27 dargestellte Rangfolge der Modelle definieren. Demnach weist Modell IV die höchste Schätzgenauigkeit auf, gefolgt von Modell II, Modell I und Modell III. Die zusätzlich verwendeten Evaluierungsgrößen bestätigen die durch den Vergleich der Bestimmtheitsmaße der Ausgleichsfunktionen zwischen Real- und Schätzwerten und relativen Residuen erhaltenen Ergebnisse.

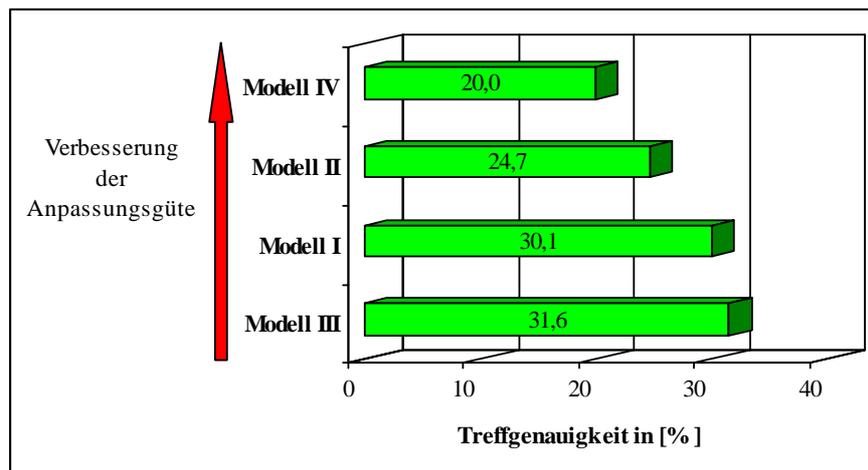


Abb. 5-27: Rangfolge der Modelle in Abhängigkeit der Treffgenauigkeit bei Anwendung auf das zur Parametrisierung verwendete Datenmaterial.

5.3.5 Modellevaluierung anhand zusätzlichen Datenmaterials

Bislang wurde die Schätzgenauigkeit der Modelle lediglich in Anwendung auf das für die Parametrisierung verwendete Datenmaterial getestet. Um deren Abbildungsgüte praxistauglich quantifizieren zu können, muss die Modellevaluierung auf der Basis weiterer Messreihen erfolgen.

Der dafür verfügbare Datensatz umfasst 39 zusätzliche Messreihen mit einem breiten Standort-, Klon-, Pflanzverbands-, Alters-, Ertrags- und Biomassespektrum (vgl. 3.4). Für die Modellevaluierung wird damit ein Datensatz mit sehr heterogenen Messreihen, die einen weiten Bereich für die „Güteprüfung“ umfassen, verwendet.

Tabelle 5-11 zeigt die Werte für Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit. Die Evaluierungsgrößen lassen eine geringere Anpassungsgüte als bei der Anwendung auf das für die Parametrisierung genutzte Datenmaterial erkennen. Die Werte der Treffgenauigkeit liegen zwischen 26,9 % (Modell IV) und 41,0 % (Modell I) und zeigen, dass bei den einzelnen Modellen 68 % der Biomasseschätzungen nicht mehr als 26,9 % bzw. bis zu 41,0 % (Modell I) von den tatsächlichen Biomassen abweichen. Sie liegen damit durchschnittlich um 1/5 höher als bei der Evaluierung anhand der für die Modellparametrisierung verwendeten Messreihen.

Tab. 5-11: Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit bei Evaluierung der Modelle anhand zusätzlicher Messreihen.

	Modelle in Abhängigkeit einer Einflussgröße		Modelle in Abhängigkeit von zwei Einflussgrößen	
	Modell I hm	Modell II N	Modell III hm + N Formel	Modell IV hm + N Kurvenfächer
\bar{e} %	-19,9	4,4	0,6	8,1
s_e %	35,8	29,0	32,9	25,6
m_x %	41,0	29,4	33,0	26,9

\bar{e} % = Bias (Verzerrung), s_e % = Präzision (Prognosestreuung), m_x % = Treffgenauigkeit (nach PRETZSCH 2001), alle bezogen auf den Mittelwert der realen Biomassen.

Die Schwankungen in der Treffgenauigkeit der einzelnen Modelle werden auch hier durch die Unterschiede in der Prognosestreuung (Präzision) und damit der Variabilität der Vorhersagewerte hervorgerufen. Die relativ geringen Werte der Verzerrung (zwischen 0,6 % [Modell III] und 8,1 % [Modell IV]) zeigen, dass die durchschnittlichen Differenzen zwischen Real- und Schätzwerten nicht wesentlich voneinander abweichen und es somit zu keiner systematischen Über- oder Unterschätzung kommt. Eine Ausnahme bildet Modell I. Hier wird die im Vergleich zu den anderen Modellen wesentlich geringere Treffgenauigkeit sowohl durch die hohe Prognosestreuung als auch die starke Verzerrung, welche immerhin bei -19,9 % liegt, hervorgerufen.

Wie Abbildung 5-28 am Beispiel der Treffgenauigkeit verdeutlicht, lässt sich bei der Modellevaluierung anhand der zusätzlichen Messreihen eine eindeutige Rangfolge definieren.

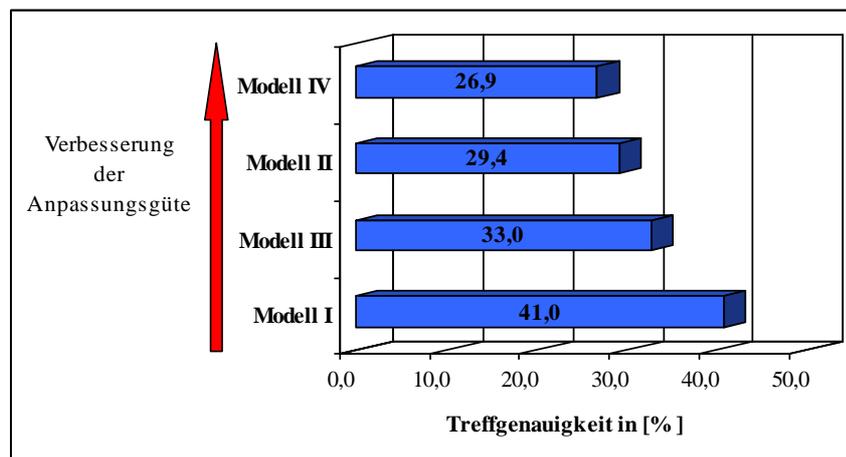


Abb. 5-28: Rangfolge der Modelle in Abhängigkeit der Treffgenauigkeit bei der Evaluierung mit zusätzlichen Messreihen.

Demnach wird wiederum mit Modell IV die höchste Anpassungsgüte erzielt. Ebenso werden durch Modell II, das auf dem zweiten Platz folgt, die tatsächlichen Werte durch die Schätzwerte relativ genau abgebildet. Hingegen weichen bei Modell I und insbesondere Modell III die Daten deutlich von der Wirklichkeit ab. Das Ergebnis ist mit der Rangfolge bei der Anwendung auf das für die Parametrisierung herangezogene Datenmaterial nahezu identisch.

Lediglich bei den Modellen mit der schlechtesten Anpassungsgüte gibt es eine Verschiebung. Modell I fällt deutlich in seiner Vorhersagegenauigkeit gegenüber Modell III zurück.

Um die Unterschiede in der Schätzgenauigkeit weiter zu verifizieren, werden zusätzlich die Einzelwerte der relativen Abweichungen zwischen tatsächlichen und geschätzten Biomassen verglichen. In Abbildung 5-29 sind die Werte bei der Modellevaluierung mit Messreihen über alle Alter (Gesamtdatensatz) und mit Messreihen ab Alter 3 in Boxplots gegenübergestellt. Zunächst soll nur das Ergebnis für den Gesamtdatensatz Gegenstand der Betrachtung sein.

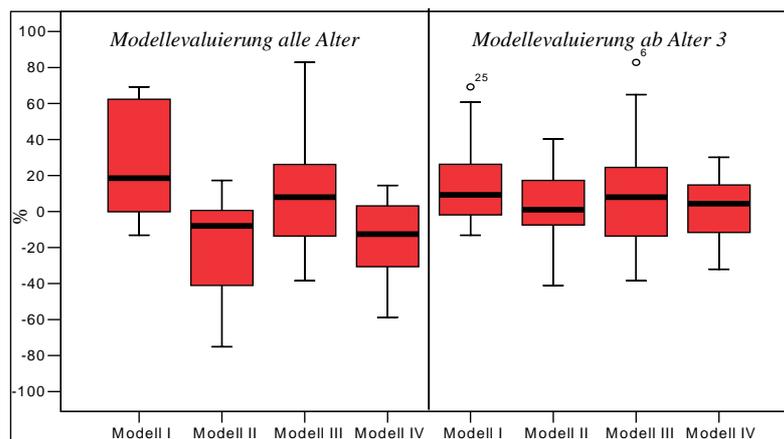


Abb. 5-29: Relative Abweichungen zwischen realen und geschätzten Biomassen bei Modellevaluierung auf der Basis zusätzlicher Messreihen (links: Datensatz über alle Alter; rechts: Datensatz ab Alter 3).

Wie aus dem linken Teil der Grafik hervorgeht, sind sowohl der Interquartilbereich der Box, als auch die von ihr ausgehenden Linien, die die Maximalwerte widerspiegeln, bei den Modellen unterschiedlich aufgeweitet. Während bei Modell IV die Hälfte der relativen Abweichungen in einem Bereich von +5 bis -30 % liegen und die Maximalwerte der Residuen 60 % betragen, weisen die anderen Modelle höhere Streuungen auf. Die Werte von Modell II unterscheiden sich dabei noch in einem begrenzten Rahmen von Modell IV. Hier betragen die maximalen Abweichungen bis zu -80 % und der Interquartilbereich schließt Werte von + 5 % bis -40 % ein. Im Gegensatz dazu sind die relativen Residuen bei Modell I und III deutlich höher angesiedelt und nehmen die Ausreißer Werte von bis zu 160 % (Modell III) bzw. 220 % (Modell I) an.¹

Werden die Messreihen näher analysiert, bei denen die größten Abweichungen zwischen realen und geschätzten Biomassen auftreten, zeigt sich bei allen Modellen das gleiche Bild. Es handelt sich immer um Daten einjähriger Triebe und Stammzahlen von ≥ 25000 N/ha. Tabelle 5-12 zeigt die Messreihen am Beispiel der maximalen Residuen bei Modell IV.

¹ In der Boxplotdarstellung in Abbildung 5-29 erscheinen die Ausreißerwerte nicht, da die Skalierung der y-Achse für eine übersichtlichere Darstellung auf 100 % begrenzt wurde.

Tab. 5-12: Messreihen mit den größten relativen Abweichungen bei der Evaluierung am Beispiel von Modell IV.

Versuchsfeld	Klon	Pflanzverband [m]	Stockalter	Triebalter	Stammzahl [N/ha]	dm [m]	hm [m]	Biomasse		relative Abweichung [%]
								tatsächlich [t/ha]	geschätzt [t/ha]	
Großthiemig	Androscoggin	2,3 x 0,5	4	1	43194	1	3,3	7,7	3,2	-58,4
Vetschau	Androscoggin	0,6 x 0,6	1	1	27778	1,1	2,7	6,58	3	-54,4
Kuhstorf	Japan 105	1,5 / 0,75 x 0,75	1	1	25440	0,5	1,5	0,95	0,5	-47,4

Die geringere Vorhersagegenauigkeit ist damit erklärbar, dass die Messreihen außerhalb des für die Modellparametrisierung verwendeten Datenbereichs liegen. Dieser umfasst Triebalter von ≥ 3 Jahren und Stammzahlen von ≤ 25000 N/ha. Aufgrund der fehlenden Modellanpassung für einjährige Triebe und Stammzahlen über 25000 N/ha führt die Biomasseschätzung daher zu größeren Abweichungen¹.

Wird der für die Evaluierung verwendete Datensatz auf Messreihen mit Alter ≥ 3 Jahren und Stammzahlen $N \leq 25000$ N/ha begrenzt, weisen alle Modelle eine höhere Anpassungsgüte auf (Abb. 5-29, rechter Teil der Grafik). So verringern sich bei Modell IV die maximalen relativen Abweichungen auf ± 30 % und weichen bei der Hälfte der untersuchten Messreihen die geschätzten Biomassen lediglich um ± 18 % von den tatsächlichen Werten ab. Die entsprechenden Werte von Modell II liegen hier bei ± 40 % bzw. ebenfalls ± 18 %. Bei Modell I und III treten neben kleineren maximalen Residuen deutlich reduzierte Ausreißerwerte auf.

Die höhere Anpassungsgüte schlägt sich auch in den Werten der drei anderen Evaluierungsgrößen nieder (Tab. 5-13). Die Verbesserung ist hier jedoch nicht so deutlich wie bei den relativen Abweichungen der Einzelwerte. So verringert sich beispielsweise bei Modell IV die durchschnittliche Differenz zwischen Real- und Schätzwerten (Bias) von 8,1 % auf 7,0 %.

Tab. 5-13: Bias (Verzerrung), Präzision (Prognosestreuung) und Treffgenauigkeit bei Begrenzung der zusätzlichen Messreihen auf Stammzahlen von ≤ 25000 N/ha und Alter > 3 Jahre.

	Modelle in Abhängigkeit einer Einflussgröße		Modelle in Abhängigkeit von zwei Einflussgrößen	
	Modell I	Modell II N	Modell III hm + N Formel	Modell IV hm + N Kurvenfächer
\bar{e} %	-17,4	3,3	1,7	7,0
s_e %	35,2	28,2	31,6	25,0
m_x %	39,3	28,3	31,6	25,9

\bar{e} % = Bias (Verzerrung), s_e % = Präzision (Prognosestreuung), m_x % = Treffgenauigkeit (nach PRETZSCH 2001), alle bezogen auf den Mittelwert der realen Biomassen.

Wie aus den Werten der Treffgenauigkeit hervorgeht, bleibt die Reihenfolge der Modelle in ihrer Schätzgenauigkeit bei der Evaluierung auf der Basis des begrenzten Datensatzes erhalten.

¹ Hierbei sei darauf verwiesen, dass die Biomassebestimmung für einjährige Plantagen in der Praxis nicht relevant ist, da eine Nutzung erst im Alter von ≥ 3 Jahren aus ertragsspezifischer Sicht sinnvoll ist.

5.3.6 Schlussfolgerung aus den Ergebnissen der Modellevaluierung

Zusammenfassend zeigen die Ergebnisse der Modellevaluierung, dass mit Modell IV, d.h. der flächenbezogenen Biomassebestimmung über die Parameterbestimmung durch Verknüpfung von Mittelhöhe (hm) und Stammzahl (N) mit „Regressionskurven-Fächer“ die höchste Schätzgenauigkeit erzielt wird. Das Modell zeichnet sich dadurch aus, dass es sowohl bei Betrachtung der Evaluierungsgrößen Bias, Prognosestreuung und Treffgenauigkeit als auch bei separater Analyse der relativen Abweichungen von geschätzten und tatsächlichen Biomassen für einzelne Messreihen die Wirklichkeit am besten abbildet.

Auf der Grundlage dieses Modells wird daher der Ertragsschätzer zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen entwickelt. Basis bilden damit folgende drei Komponenten:

1) Basisgleichung für die flächenbezogene Biomasseschätzung (vgl. 5.3.1)

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$$

2) Bestimmung von Parameter a_0 :

über Regressionsgleichungen in Abhängigkeit von den Einflussgrößen hm und N (vgl. 5.3.3.2)

hm in [m]	Regressionskoeffizienten		Regressionsgleichungen für die Bestimmung von Parameter a_0
	r_0	r_1	
1	3,5397	-0,3509	$a_0 = 3,5397 * N^{-0,3509}$
2	3,5119	-0,3560	$a_0 = 3,5119 * N^{-0,3560}$
3	3,4921	-0,3617	$a_0 = 3,4921 * N^{-0,3617}$
4	3,4825	-0,3681	$a_0 = 3,4825 * N^{-0,3681}$
5	3,4857	-0,3753	$a_0 = 3,4857 * N^{-0,3753}$
6	3,5055	-0,3836	$a_0 = 3,5055 * N^{-0,3836}$
7	3,5472	-0,3931	$a_0 = 3,5472 * N^{-0,3931}$
8	3,6190	-0,4041	$a_0 = 3,6190 * N^{-0,4041}$
9	3,7328	-0,4172	$a_0 = 3,7328 * N^{-0,4172}$
10	3,9082	-0,4328	$a_0 = 3,9082 * N^{-0,4328}$
11	4,1784	-0,4519	$a_0 = 4,1784 * N^{-0,4519}$
12	4,6044	-0,4758	$a_0 = 4,6044 * N^{-0,4758}$
13	5,3093	-0,5065	$a_0 = 5,3093 * N^{-0,5065}$
14	6,5776	-0,5476	$a_0 = 6,5776 * N^{-0,5476}$

3) Bestimmung von Parameter a_1 :

in Abhängigkeit von a_0
über Funktion (vgl. 5.2.3.3):

$$a_1 = -3,3345 * a_0 + 2,6385$$

5.4 Ertragsschätzer auf der Basis des favorisierten Modells

Der zu entwickelnde Ertragsschätzer für die Praxisanwendung baut auf den Ergebnissen der in den vorangegangenen Abschnitten durchgeführten statistischen Analysen auf. Kernstück bildet das Modell für die flächenbezogene Biomassebestimmung auf Basis der Parameterschätzung von Standardbiomassefunktionen durch Verknüpfung der Einflussgrößen N und hm

über Regressionskurvenfächer. In diesem Kapitel werden die Methoden sowie Berechnungsgrundlagen zur Erhebung der modellrelevanten Einflussgrößen sowie die Modellanwendung detailliert beschrieben. Um die Vorgehensweise verständlich und überschaubar zu halten, wird der Algorithmus der Schätzmethode überblicksartig vorangestellt. Nachfolgend werden dann die jeweiligen Einzelschritte ausführlich dargelegt.

5.4.1 Grundstruktur

Abbildung 5-30 zeigt das Ablaufschema des konzipierten Ertragsschätzers. Diesem liegen zwei Hauptteile zu Grunde:

- I. *Herleitung der modellrelevanten Einflussgrößen.*
- II. *Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates.*

Punkt I) umfasst die Methodik zur Bestimmung der Ertragsgrößen Stammzahl (N), Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) und Mittelhöhe (hm). Unter Punkt II) werden dann in Abhängigkeit der ermittelten Werte unterschiedliche Regressionsfunktionen für die Bestimmung des Biomassevorrates genutzt. Während der erste Teil der Schätzmethode hauptsächlich praxisnahe Messungen zur Erhebung der Einflussgrößen umfasst, beinhaltet der zweite Teil Berechnungsroutinen für die Modellanwendung. Grundsätzlich stellen die Arbeits- bzw. Berechnungsschritte ein zeitliches Nacheinander dar. Deshalb kann folgender Algorithmus der Schätzmethode definiert werden:

- I {
 - (1) Bestimmung des notwendigen Stichprobenumfanges zur Ermittlung der Ertragsgrößen (vgl. 5.4.2),
 - (2) Anlegen repräsentativer Probeparzellen in Abhängigkeit des erforderlichen Stichprobenumfanges und vorliegendem Anlagedesign der Kurzumtriebsfläche (vgl. 5.4.3),
 - (3) Bestimmung des Brusthöhendurchmessers ($d_{1,3}$) an allen Trieben/Bäumen der Probeparzelle sowie der Höhe an mindestens 25 über das $d_{1,3}$ -Spektrum verteilten Individuen (s. 5.4.4),
 - (4) Berechnung der flächenbezogenen Ertragsgrößen (s. 5.4.5).
- II {
 - (5) Herleitung des Funktionsparameters a_0 in Abhängigkeit der Einflussgrößen N und hm anhand der modellrelevanten Regressionsfunktionen (vgl. 5.4.6),
 - (6) Bestimmung des zweiten Parameters a_1 in Abhängigkeit von a_0 über die zugehörige Funktionsgleichung (vgl. 5.4.6),
 - (7) Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates durch Einsetzen der berechneten Ertragsgrößen (N , dg) sowie der hergeleiteten Funktionsparameter (a_0 , a_1) in die Modellformel (vgl. 5.4.6).

In den nachstehenden Abschnitten werden die einzelnen Teilschritte detailliert beschrieben. Punkt 1 wird hierbei sehr ausführlich behandelt, da speziell dafür eine zusätzliche Pilotstudie durchgeführt wird. Hingegen werden die Punkte 5 bis 7 in einem Abschnitt zusammengefasst, da sie eng miteinander verknüpft sind.

Abschließend wird die Vorgehensweise bei der Anwendung des Ertragsschätzers an einem Praxisbeispiel veranschaulicht. Darin kommen die für den Nutzer wichtigsten Elemente der Teilschritte zum Tragen.

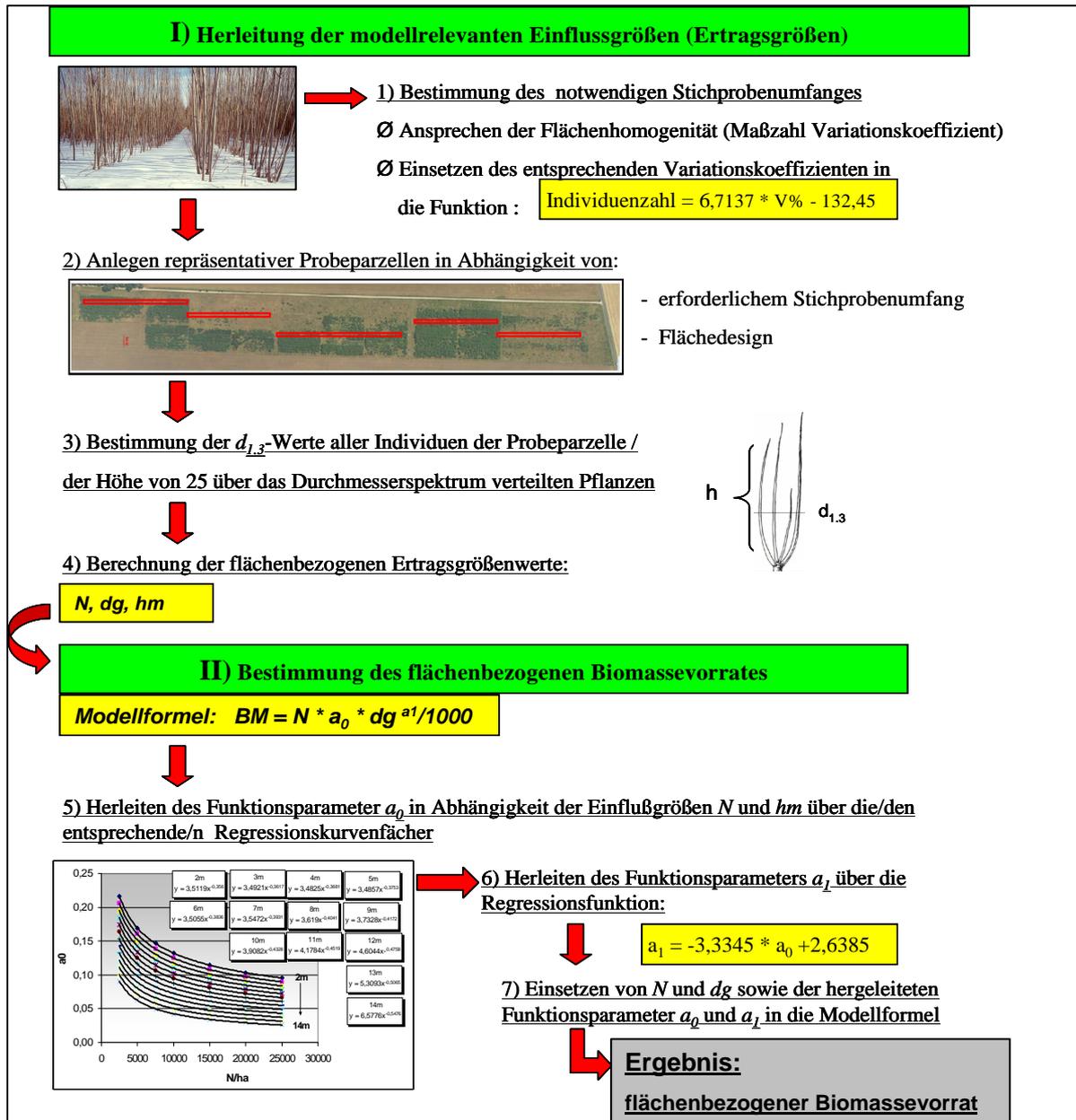


Abb. 5-30: Ablaufschema für den Ertragsschätzer zur Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates von Kurzumtriebsbeständen.

5.4.2 Pilotstudie zur Bestimmung des notwendigen Stichprobenumfangs

Um die in das Modell einfließenden Ertragsgrößen aus statistischer Sicht mit einem eingangs definierten Fehlerrahmen hinreichend genau bestimmen zu können, muss zuvor der dafür notwendige Stichprobenumfang ermittelt werden. Dieser ist von der standörtlichen Homogenität der jeweiligen Fläche abhängig, die sich wiederum in der Größe der flächenbezogenen Ertragsschwankungen zeigt. Als Kriterium dafür können beispielsweise die Anzahl an Ausfällen und/oder die Ausprägung des Spektrums der Brusthöhendurchmesser bzw. der Höhen der Einzelindividuen herangezogen werden. Im Idealfall einer absolut homogenen Kurzumtriebsfläche würden keine Ausfälle vorliegen und alle Bäume bzw. Triebe hätten den gleichen $d_{1,3}$ bzw. die gleiche Höhe. Damit müsste für die genaue Bestimmung der Ertragsgrößen lediglich ein Individuum gemessen werden. Der ermittelte Durchmesser wäre dann dem dm und die Höhe hm gleichzusetzen. Die vorhandene Stammzahl ist aus dem bei der Begründung etablierten Pflanzverband abzuleiten. Dieser Fall liegt in der Praxis jedoch nie vor.

Da die Übertragung von Erfahrungen für die Ermittlung des notwendigen Stichprobenumfangs aus forstwirtschaftlichen Beständen nicht ohne weiteres möglich ist - Kurzumtriebsbestände auf landwirtschaftlichen Flächen sind zumeist durch stärkere kleinflächige Inhomogenitäten charakterisiert - und umfassende Untersuchungen dazu bisher nicht vorliegen, wird eine Pilotstudie anhand eigener Ertragsaufnahmen für die Baumart Pappel durchgeführt. Als Ergebnis ist eine Funktion herzuleiten, mit der in Abhängigkeit der Homogenität des Kurzumtriebsbestandes die Anzahl der zu messenden Bäume bzw. Triebe bestimmt werden kann. Hierbei sei darauf verwiesen, dass es sich um eine vorläufige Studie handelt und somit die Ergebnisse lediglich als Orientierung dienen können. Für eine abschließende Aussage sind noch weitere Untersuchungen nötig.

Um den Stichprobenumfang für die Ermittlung der Ertragsgrößen in Abhängigkeit der Homogenität eines Kurzumtriebsbestandes schätzen zu können, sind Messungen auf Versuchsfeldern unterschiedlicher Standortausprägung notwendig. Für jede einzelne Fläche kann dann der notwendige Stichprobenumfang ermittelt und einem zuvor definierten Homogenitätskriterium gegenübergestellt werden. Die so erhaltenen Wertepaare können anschließend mit einer geeigneten Funktion regressionsanalytisch ausgeglichen werden. Auf dieser Basis müssen für die durchzuführende Pilotstudie:

- Ø Eine Formelgrundlage für die Berechnung des notwendigen Stichprobenumfangs festgelegt,
- Ø ein geeigneter Datensatz in Abhängigkeit der Anforderungskriterien der herangezogenen Formel zusammengestellt,
- Ø eine statistische Maßzahl zur Einschätzung der Homogenität einer Fläche definiert,

- ∅ der notwendige Stichprobenumfang für die Messreihen des Datensatzes berechnet und
- ∅ funktionale Beziehungen zur regressionsanalytischen Schätzung des notwendigen Stichprobenumfangs aufgestellt werden.

Formel

Grundlage für die Berechnung des notwendigen Stichprobenumfangs einer Grundgesamtheit (z. B. alle gemessenen $d_{1,3}$) bildet die Formel:

$$n = \frac{1}{\frac{A^2}{t^2 * s^2} + \frac{1}{N}} \quad \text{Mit: } \begin{array}{l} n = \text{Stichprobenumfang} \\ A = \text{geschätzter wahrer Anteil (Fehlergröße)} \\ s^2 = \text{Varianz} \\ N = \text{Anzahl der Messungen} \\ t^2 = \text{zur t-Verteilung gehörige Wahrscheinlichkeit} \end{array} \quad (5-12)$$

Der Stichprobenumfang wird hierbei auf iterativem Weg ermittelt. Dazu wird für den Einstieg in die Iteration zunächst ein frei gewählter Stichprobenumfang eingesetzt. Die Lösung wird dann z. B. mittels Solverfunktion des Computerprogramms MICROSOFT EXCEL[®] berechnet. Der geschätzte wahre Anteil, das heißt der zu erwartende Fehler, kann dabei beliebig variiert werden.

Wie aus der o.g. Formel hervorgeht, ist die Bestimmung des notwendigen Stichprobenumfangs nur separat für eine Ertragsgröße (z. B. gemessene $d_{1,3}$ einer Fläche) möglich, deren Grundgesamtheit einen ausreichenden Umfang aufweisen muss. Nach Sichtung des zur Verfügung stehenden Datenmaterials zeigte sich, dass nur Messungen des einfach zu erhebenden $d_{1,3}$ auf großen Flächenarealen mit unterschiedlicher Standorthomogenität vorlagen¹. Die Pilotstudie ist daher lediglich auf Grundlage dieser Einflussgröße möglich.

Da jedoch der Durchmesser und die Höhe eines Baumes/Triebes eng miteinander korreliert sind, kann der auf der Basis des $d_{1,3}$ ermittelte notwendige Stichprobenumfang in Abhängigkeit der Standorthomogenität auch näherungsweise (indirekt) auf die Höhe übertragen werden.

Datengrundlage

Tabelle 5-14 gibt einen Überblick der 11 Messreihen, deren Einzelbaumdaten für die Pilotstudie genutzt wurden. Bei der Zusammenstellung des Datensatzes lag die Priorität einerseits darauf, dass innerhalb der jeweiligen Messreihe Vollkluppungen auf einem größeren Flächenareal vorliegen mussten und andererseits, dass die Messreihen gleichzeitig ein möglichst breites Standorthomogenitätsspektrum abdecken sollten. Um für die Pilotstudie einen Datensatz

¹ Zusätzliche Aufnahmen mit speziell für die Pilotstudie angelegtem Design waren aus Zeitgründen im Zuge dieser Arbeit nicht möglich.

von ausreichender Größe zu erhalten, konnte aufgrund des begrenzten Datenmaterials keine Klonsparierung vorgenommen werden.

Tab. 5-14: Messreihen für die Pilotstudie zur Erhebung des notwendigen Stichprobenumfangs.

Versuchsfeld	Ackerwertzahl	Homogenität	Klon	Alter	Pflanzverband
Methau II	67	hoch	Max 4	4/4	3x1 m
			Androscoggin	4/4	3x2 m
			Max 1	4/4	3x2 m
Thammenhain	42	intermediär/mittel	Max 4	4/4	3x1 m
			Androscoggin	4/4	3x2 m
			Max 1	4/4	3x1 m
Skäßchen	38	niedrig	Max 4	4/4	3x1 m
			Androscoggin	4/4	3x1 m
			Max 1	4/4	3x1 m
Großthiemig	35	niedrig	Muhle Larsen	3/1	2,3x0,5 m
			Androscoggin	3/1	2,3x0,5 m

Die Einteilung der Versuchsfelder bezüglich ihrer Standorthomogenität erfolgte zunächst nach dem optischen Eindruck. Hierbei wurden als Kriterien die Ausfallrate sowie die Ausprägung der Variation der Dimensionen ($d_{1,3}$ und Höhe) der Individuen herangezogen, wobei die Einzelkriterien unabhängig voneinander betrachtet wurden:

<u>Homogenität</u>	<u>Ausfallrate</u>	<u>und/oder</u>	<u>$d_{1,3}$ bzw. h -Spektrum</u>
hoch (homogene Standortverhältnisse)	< 5 %		geringe Streuung der Einzelbaumdimension
mittel / intermediär	5 % < A < 15 %		Streuung der Einzelbaumdimension stärker aber gleichmäßig verteilt um „Mittelbaum“
niedrig (starke Inhomogenitäten)	> 15 %		hohe Streuung der Einzelbaumdimension

In Abbildung 5-31 sind zur besseren Veranschaulichung die Luftbilder von zwei Kurzumtriebsflächen unterschiedlicher Standortshomogenität zu sehen.

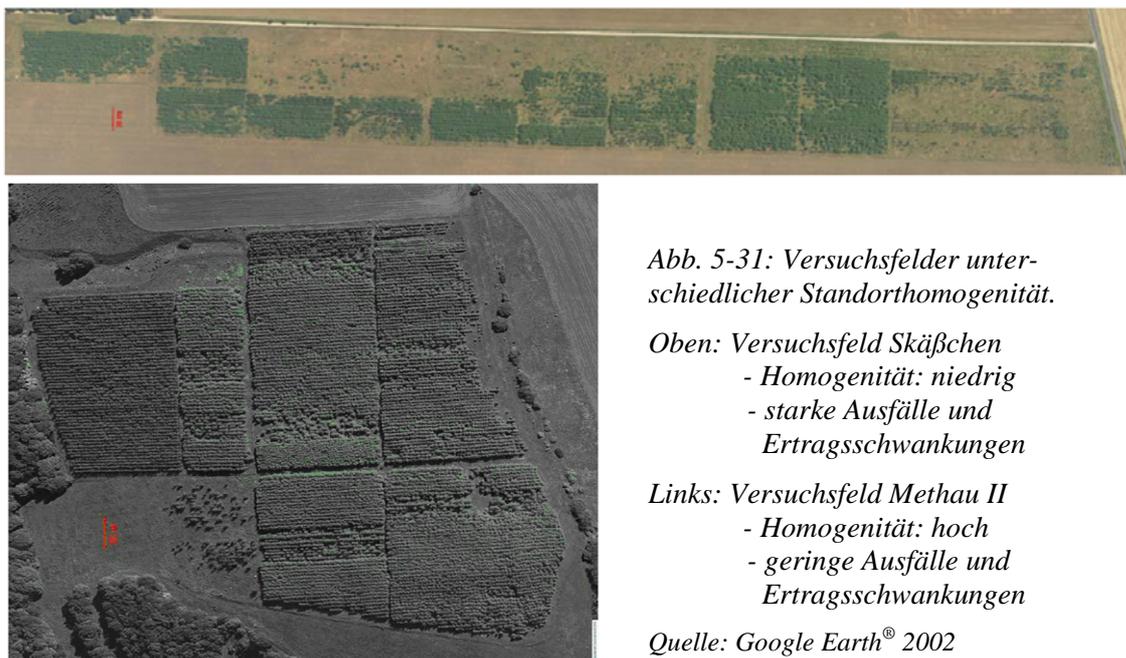


Abb. 5-31: Versuchsfelder unterschiedlicher Standortshomogenität.

Oben: Versuchsfeld Skäßchen
- Homogenität: niedrig
- starke Ausfälle und Ertragsschwankungen

Links: Versuchsfeld Methau II
- Homogenität: hoch
- geringe Ausfälle und Ertragsschwankungen

Quelle: Google Earth® 2002

Während die obere Darstellung das Versuchsfeld Skäßchen mit hoher Ausfallrate und Ertragsschwankungen infolge starker standörtlicher Inhomogenität zeigt, kennzeichnen das durch sehr homogene Standortverhältnisse geprägte Versuchsfeld Methau II sehr niedrige Ausfallraten sowie geringe Ertragsschwankungen.

Statistische Maßzahl zur Einschätzung der Homogenität

Nachdem die Standorthomogenität zunächst nach optischen Kriterien angesprochen wurde, muss für die Einbindung in eine spätere Modellformel eine statistische Maßzahl für deren Beurteilung bestimmt werden. Da die Berechnungen für den notwendigen Stichprobenumfang auf Basis der Einflussgröße $d_{1,3}$ durchgeführt werden, wird hierfür der Variationskoeffizient der Durchmesserverteilung herangezogen. Er ist als relative Standardabweichung definiert und eignet sich als dimensionslose Variable als Vergleichsgröße. Je kleiner dieser Prozentwert ist, desto homogener ist die Bandbreite der Verteilung. Eine klare statistische Klassifizierung ist nicht festgelegt. Bei einem Variationskoeffizienten von $\leq 20\%$ geht man jedoch von einer relativ kleinen Streuung aus; d. h. hierbei handelt es sich um eine homogene Verteilung, bei der die Messwerte relativ eng um das arithmetische Mittel liegen.

In Abbildung 5-32 sind die Variationskoeffizienten der Messreihen der vier Versuchsfelder den zuvor über optische Beurteilung eingeschätzten Homogenitätskriterien gegenübergestellt.

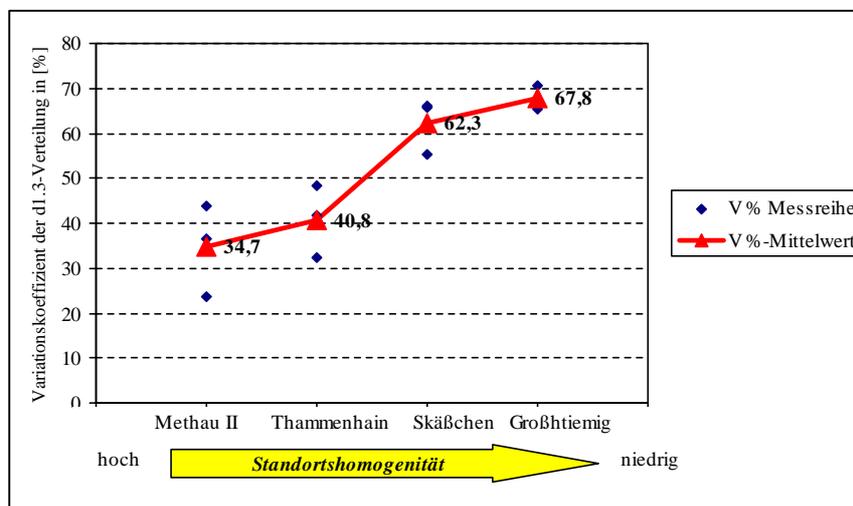


Abb. 5-32: Variationskoeffizienten der Durchmesserverteilung für die Messreihen, die auf den einzelnen Versuchsfeldern mit unterschiedlicher Standorthomogenität erhoben wurden.

Bei Betrachtung der Mittelwerte zeigt sich, dass kleinere Variationskoeffizienten mit höher bewerteten Standorthomogenitäten korrespondieren¹. So ist beispielsweise der mittlere Variationskoeffizient der Messreihen auf dem als homogen eingestuftem Versuchsfeld Methau II mit 34,7 % wesentlich geringer als der mittlere Variationskoeffizient auf dem als stark inho-

¹ Zur besseren Veranschaulichung wurden die Mittelwerte in Abb. 5-32 durch eine Linie verbunden.

mogen beurteilten Versuchsfeld Skäbchen. Hier liegt der mittlere Variationskoeffizient mit 62,3 % um fast 30 Prozentpunkte höher. Daraus ist zu schließen, dass die Durchmesserwerte auf dem Versuchsfeld Skäbchen weiter um den Mittelwert streuen und damit die Einzelbäume/-triebe ein weiteres $d_{1,3}$ -Spektrum umfassen. Dies ist wiederum auf stärkere Standortsschwankungen zurückzuführen und deckt sich mit dem zuvor optisch eingeschätzten Homogenitätskriterium.

Trotz Streuung der Variationskoeffizienten (V %) der einzelnen Messreihen auf den Versuchsfeldern ist ein eindeutiger Trend erkennbar. So liegen die V %-Werte bei inhomogenen Standortverhältnissen alle über denen der als homogen bzw. intermediär eingeschätzten Versuchsfeldern. Lediglich zwischen den beiden letzt genannten Standortausprägungen gibt es eine Überschneidung der Streuung der Variationskoeffizientenwerte der Messreihen.

Die Ergebnisse zeigen, dass zumindest bei homogenen und inhomogenen Standortverhältnissen ein klarer Zusammenhang zwischen optischem Ansprachekriterium und dem dazugehörigen Variationskoeffizienten der Durchmesservertelung besteht. Zieht man die Minima und Maxima der Variationskoeffizienten innerhalb der Merkmalsausprägung der Standorthomogenität als Grenzen heran, können optisches Ansprachekriterium und statistische Maßzahl miteinander verknüpft werden. Zur Vereinfachung und klareren Abgrenzung werden hierbei lediglich zwei Klassen ausgeschieden:

<u>Standorthomogenität</u>	<u>statistische Maßzahl (V %)</u>
hoch (homogen)	$25 < V \% < 50$
niedrig (inhomogen)	$55 < V \% < 75$

Da die beprobten Versuchsfelder ein breites Standortspektrum abdecken, das wiederum in den zugehörigen Durchmesservertelungen zum Ausdruck kommt, kann davon ausgegangen werden, dass die Werte der berechneten Variationskoeffizienten die mögliche Spannweite dieser statistischen Maßzahl näherungsweise widerspiegeln.

Berechnung des notwendigen Stichprobenumfangs

Nachdem eine statistische Maßzahl zur Einschätzung der Homogenität festgelegt wurde, werden die notwendigen Stichprobenumfänge für Irrtumswahrscheinlichkeiten von 2,5 %, 5 % und 10 % berechnet. Die Ergebnisse sind Tabelle 5-15 zu entnehmen.

Um beispielsweise auf dem als sehr homogen eingestuften Versuchsfeld Methau II den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes für Klon Androscoggin mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit bzw. einem zu erwartenden Fehler von +/- 5 % zu bestimmen, müsste die dafür aufzunehmende Grundgesamtheit mindestens 123 Bäume/Triebe umfassen. Auf dem durch starke Inhomogenitäten gekennzeichneten Versuchsfeld Großthiemig wäre dafür hingegen die

Erhebung von mindestens 379 Durchmesserwerten nötig. Entsprechend der Größe des zu erwartenden Fehlers erhöhen bzw. verringern sich diese Werte:

Sollten die zu erhebende Grundgesamtheit die Durchmesserverteilung mit einem Fehler von +/-10 % repräsentieren, wären auf dem Versuchsfeld Methau II für Klon Androscoggin lediglich 56 und auf dem Versuchsfeld Großthiemig 179 $d_{1,3}$ -Werte zu messen. Bei einem Fehler von +/- 2,5 % würden sich die Werte auf 177 (Methau II) bzw. 437 (Großthiemig) erhöhen.

Tab. 5-15: Auf Basis der Durchmesserwerte der 11 Messreihen berechnete notwendige Stichprobenumfänge für unterschiedliche Irrtumswahrscheinlichkeiten.

Versuchsfeld	Ackerwertzahl	Homogenität	Klon	notwendiger Stichprobenumfang [absolut]			Variationskoeffizient in [%]
				Fehler 2,5 %	Fehler 5 %	Fehler 10 %	
Methau II	67	hoch	Max 4	180	72	23	23,6
			Androscoggin	177	123	56	43,8
			Max 1	194	115	45	36,7
Thammenhain	42	intermediär/mittel	Max 4	275	157	59	41,7
			Androscoggin	88	63	30	32,3
			Max 1	230	156	69	48,3
Skäßchen	38	niedrig	Max 4	422	286	126	65,6
			Androscoggin	337	246	119	66,1
			Max 1	414	250	98	55,2
Großthiemig	35	niedrig	Muhle Larsen	440	383	161	65,2
			Androscoggin	437	379	179	70,4

In Tabelle 5-15 sind zusätzlich die für die Durchmesserverteilungen der Messreihen berechneten Variationskoeffizienten angegeben. In Abhängigkeit der jeweiligen Fehlergröße können somit Wertepaare bestehend aus dem notwendigen Stichprobenumfang und dem zugehörigen Variationskoeffizienten der Durchmesserverteilung gebildet werden. In Abbildung 5-33 wurde diese mit geeigneten Funktionen regressionsanalytisch ausgeglichen.

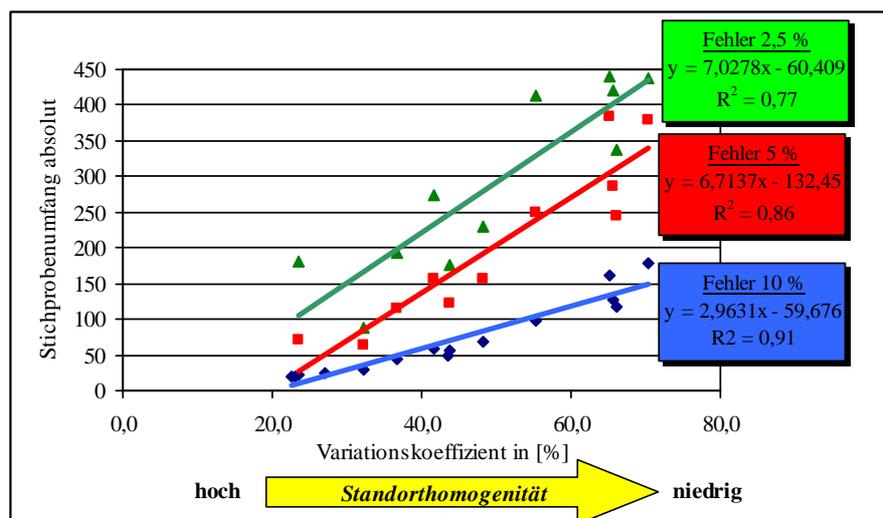


Abb. 5-33: Zusammenhang zwischen Variationskoeffizient der Durchmesserverteilung und notwendigen Stichprobenumfang für unterschiedliche Irrtumswahrscheinlichkeiten.

Wie aus den Bestimmtheitsmaßen von $0,77 \leq R^2 \leq 0,91$ hervorgeht, bestehen für die drei zu erwartenden Fehlergrößen minder bis sehr straffe Zusammenhänge zwischen dem Variations-

koeffizienten der Durchmesservertellung und den notwendigen Stichprobenumfängen der Messreihen. Der notwendige Stichprobenumfang lässt sich somit über den Variationskoeffizienten der Durchmesservertellung in Abhängigkeit des zu erwartenden Fehlers bestimmen. Von den drei Regressionsgleichungen wird schließlich die Funktion:

$$N = 6,7137 * V\% - 132,45 \quad \text{Mit:} \quad \begin{array}{l} N = \text{notwendiger Stichprobenumfang} \\ V\% = \text{Variationskoeffizient der Durchmesservertellung} \end{array} \quad (5-13)$$

in den Ertragsschätzer eingebunden, da in naturwissenschaftlichen Untersuchungen die Verwendung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von +/- 5 % üblich ist.

Anhand der Grenzen des Variationskoeffizienten für die zwei ausgeschiedenen Standorthomogenitätsklassen ergeben sich durch Einsetzen die in Tabelle 5-16 angegebenen Bereiche des notwendigen Stichprobenumfangs für die Praxisanwendung. Wie daraus hervorgeht, ist die Individuenzahl innerhalb der beiden Klassen sehr variabel. Um eine statistisch sichere Aussage zu erhalten, ist es jedoch sinnvoll die Maximalanzahl an Bäumen bzw. Trieben aufzunehmen.

Tab. 5-16: Notwendiger Stichprobenumfang zur Ermittlung der Ertragsgrößen für die zwei ausgeschiedenen Standorthomogenitätsklassen.

Standorthomogenität	Bandbreite/ Grenzen	Variationskoeffizient in [%]	Stichprobenumfang [Bäume/Triebe absolut]
hoch (homogen)	Minimum	25	35
	Maximum	50	200
niedrig (inhomogen)	Minimum	55	240
	Maximum	75	370

Grundsätzlich sei darauf verwiesen, dass es sich bei den ermittelten Stichprobenumfängen um Richtwerte insbesondere für Individuen in der 1. Rotation handelt. Bei einer hohen Stockauschlagrate infolge von Wiederaustrieb in Folgerotationen sollte die Anzahl der aufzunehmenden Triebe höher liegen.

5.4.3 Anlegen der Probeparzellen

Die Anlage der Probeparzellen richtet sich einerseits nach dem in Abhängigkeit der Standortverhältnisse ermittelten notwendigen Stichprobenumfang und andererseits nach dem jeweiligen Flächendesign der Kurzumtriebsplantage. Zusätzlich müssen bei Vorhandensein größerer Ausfallraten diese mit der Parzellenanordnung repräsentativ erfasst werden, um die tatsächlich vorhandene Stammzahl mit einer hohen Genauigkeit ermitteln zu können. In Abhängigkeit dieser Kriterien ist die Anzahl, Größe sowie das Anlagedesign der Probeparzellen variabel zu gestalten und es können keine allgemeingültigen Vorgaben festgelegt werden. Sie sind daher entsprechend den vorliegenden Flächenverhältnissen separat anzupassen. Beispielswei-

se wäre für die im Abschnitt 5.4.2 erwähnten Versuchsfelder das in Abbildung 5-34 dargestellte Anlagedesign der Probepartzellen (rot hervorgehoben) denkbar.

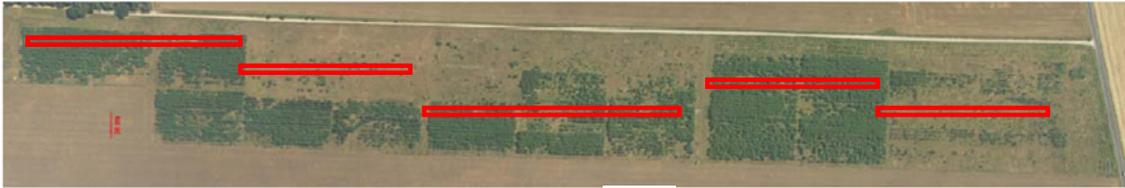


Abb. 5-34: Beispiel für die Anlage von Probepartzellen auf zwei Versuchsfeldern mit unterschiedlicher Standortausprägung.

Oben: Versuchsfeld Skäßchen
- Homogenität: niedrig
- starke Ausfälle und Ertragsschwankungen

Links: Versuchsfeld Methau II
- Homogenität: hoch
- geringe Ausfälle und Ertragsschwankungen

Quelle: Google Earth® 2002

Um auf dem durch hohe Ausfallraten gekennzeichneten Versuchsfeld Skäßchen die Stammzahl repräsentativ erfassen zu können, sollten die Probepartzellen über die gesamte Länge der Fläche verteilt werden. Nachdem entsprechend dem Ansprachekriterium für die Standortverhältnisse eine starke Inhomogenität nachgewiesen wurde, würde die Anzahl der aufzunehmenden Individuen $240 < N > 370$ umfassen, wobei hier unbedingt aufgrund der starken Standortsschwankungen die obere Grenze gewählt werden sollte. Entsprechend der Individuenzahl und der Flächenform ist die Größe der Probepartzellen festzulegen. Da das Versuchsfeld eine sehr große Längsausdehnung aufweist, wären die Einzelpartzellen daher schmal zu halten. Im Beispiel beträgt die Länge der Fläche rund 700 m. Um diese vollständig abzudecken und den Messaufwand im angegebenen Rahmen (Aufnahme von max. 370 Bäumen) zu halten, würde die Partzellenbreite bei einem Pflanzverband von 3 x 1 m (Pflanzabstand in der Längsrichtung 1m) lediglich eine Pflanzreihe umfassen. Um auch die Inhomogenitäten in der Querrichtung zu erfassen, ist es hier sinnvoll die Einzelpartzellen versetzt anzuordnen. Die Probepartzellen sollten dabei mindestens 50 Einzelbäume/Triebe beinhalten.

Auf dem Versuchsfeld Methau II ist hingegen das Anlagedesign aufgrund der geringen Standortsschwankungen wesentlich variabler zu gestalten. Bei der Wahl von Lage und Form der Probepartzellen ist hier lediglich darauf zu achten, dass das Versuchsfeld repräsentativ abgedeckt wird. Zum Beispiel könnten hier 5 Probepartzellen systematisch über das Versuchsfeld gelegt werden. Die Größe würde sich wiederum aus dem notwendigen Stichprobenumfang

und dem etablierten Pflanzverband ergeben. Da sehr homogene Standortverhältnisse vorliegen, wären lediglich 35 bis 200 Individuen aufzunehmen. Es ist hier zu empfehlen, die Obergrenze zu wählen. Bei $N = 200$ würden somit die Parzellen jeweils mindestens 40 Bäume bzw. Triebe umfassen.

Grundsätzlich ist für die einfachere Abgrenzung und Einmessung im Gelände eine rechteckige Form der Probeparzellen zu empfehlen und diese entsprechend zu markieren (z. B. Absperrband). Wichtig ist, dass als Grenze in Länge und Breite immer der halbe Pflanz- bzw. Reihenabstand zum nächsten außerhalb der Probeparzelle liegenden Baum gewählt wird (siehe auch Abb. 5-35). Die Einmessung der Probeparzellen muss generell sehr genau erfolgen, da schon eine kleine Flächenabweichung hohe Fehler bei der späteren Ermittlung der Ertragsgrößen nach sich ziehen kann.

5.4.4 Bestimmung von BHD und Höhe innerhalb der Probeparzelle

Innerhalb der Probeparzellen müssen die Durchmesser aller Triebe bzw. Bäume in 1.3 m Höhe über dem Boden ($d_{1.3}$) durch Einfachkluppung auf Millimeter genau gemessen werden. Bei Mehrfachauschlägen in der zweiten bzw. den Folgerotationen sind dabei die $d_{1.3}$ aller Einzeltriebe des Stockes aufzunehmen und einzeln zu werten. In Abbildung 5-35 würden somit die am Stock zu messenden 4 Triebe auch separat bei der Bestimmung der Stammzahl berücksichtigt werden.

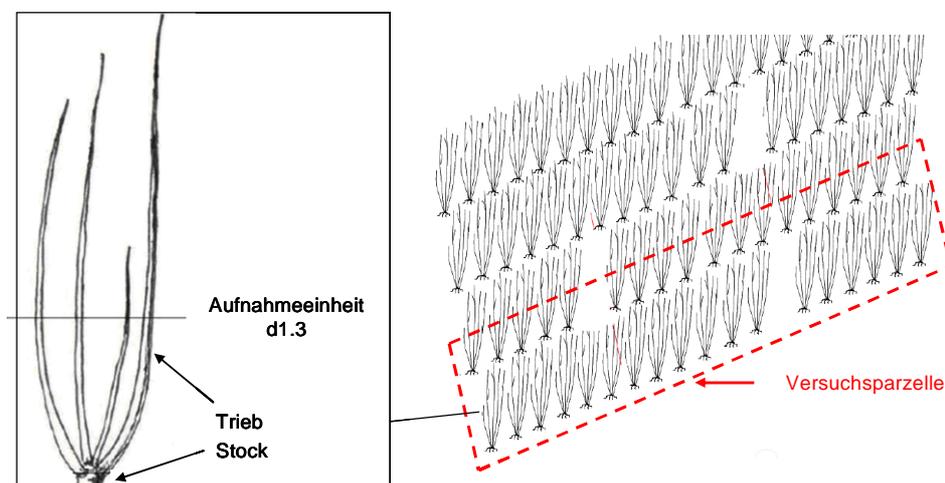


Abb. 5-35: Aufzunehmende Durchmesser von Einzeltrieben bei Stockausschlägen in Folgerotationen.

Anschließend müssen an 25 gleichmäßig über das Durchmesserpektrum verteilten Bäumen bzw. Trieben die Höhen zur Konstruktion von klonspezifischen Bestandeshöhenkurven bestimmt werden. Dazu werden die über alle Parzellen gemessenen Durchmesserwerte zusammengefasst und der minimale und maximale Wert bestimmt. Innerhalb dieses Bereiches werden 25 Durchmesserwerte gleichmäßig verteilt festgelegt. Die für die Höhenermittlung heran-

zuziehenden Individuen werden dann entsprechend ihrem Durchmesser auf der Gesamtfläche aufgesucht und gemessen.

5.4.5 Berechnung der Ertragsgrößen

Die Berechnung der Ertragsgrößen Stammzahl, Durchmesser des Grundflächenmittelstammes und Mittelhöhe erfolgt analog zu Abschnitt 4.1.2. Die jeweiligen Einzelgrößen werden separat für jede Parzelle ermittelt und am Ende der Mittelwert gebildet, wobei die Flächengröße der Probeparzelle auf Hektar zu beziehen ist.

Um die Einflussgrößen in der richtigen Dimension in die Modellformel einfließen zu lassen, sind die Angaben in folgenden Einheiten notwendig:

Ø Stammzahl (N):	<i>Anzahl pro Hektar</i>
Ø Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg):	<i>cm</i>
Ø Mittelhöhe (hm):	<i>m</i>

Damit wären für die flächenbezogene Biomassebestimmung lediglich die im Beispiel in Tabelle 5-17 gelb hervorgehobenen Flächendaten notwendig. Um die jeweilige Kurzumtriebsplantage besser charakterisieren zu können, sind zusätzlich Angaben zu Standort, Klon und Pflanzverband zu empfehlen.

Tab. 5-17: Beispiel einer Ertragstabelle mit den für die Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates notwendigen Ertragsgrößen.

VSF	Standortdaten				Klon	Pflanzverband	Alter		N/ha	dm	hm
	AKW	NN	T	Hö			Stock	Trieb		cm	m
Methau I	58	690	8,1	200	Max 4	2,5x1 m	3	3	3559	4,3	6,0

VSF:	Versuchsfeld/Fläche	T:	mittl. Jahrestemperatur	N/ha:	Stammzahl pro Hektar
AKW:	Ackerwertzahl	Hö:	Höhe über NN	dm:	Mitteldurchmesser
NN:	mittl. Jahresniederschlag			hm:	Mittelhöhe

5.4.6 Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates

Die Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates erfolgt über die unter 5.3.1 hergeleitete Modellformel:

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$$

Mit: N = Stammzahl pro Hektar
dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in cm
a₀, a₁ = Parameter der Biomassefunktion

Hierzu werden für die Berechnung des Parameters a_0 die Regressionsgleichungen in Abhängigkeit von der Mittelhöhe verwendet (Tab. 5-18). Durch Einsetzen der Stammzahl ergibt sich dann der Parameterwert.

Tab. 5-18: Regressionsfunktionen für die Bestimmung des Parameters a_0 .

hm in [m]	Regressionskoeffizienten		Regressionsgleichungen für die Bestimmung von Parameter a_0
	r_0	r_1	
1	3,5397	-0,3509	$a_0 = 3,5397 * N^{-0,3509}$
2	3,5119	-0,3560	$a_0 = 3,5119 * N^{-0,3560}$
3	3,4921	-0,3617	$a_0 = 3,4921 * N^{-0,3617}$
4	3,4825	-0,3681	$a_0 = 3,4825 * N^{-0,3681}$
5	3,4857	-0,3753	$a_0 = 3,4857 * N^{-0,3753}$
6	3,5055	-0,3836	$a_0 = 3,5055 * N^{-0,3836}$
7	3,5472	-0,3931	$a_0 = 3,5472 * N^{-0,3931}$
8	3,6190	-0,4041	$a_0 = 3,6190 * N^{-0,4041}$
9	3,7328	-0,4172	$a_0 = 3,7328 * N^{-0,4172}$
10	3,9082	-0,4328	$a_0 = 3,9082 * N^{-0,4328}$
11	4,1784	-0,4519	$a_0 = 4,1784 * N^{-0,4519}$
12	4,6044	-0,4758	$a_0 = 4,6044 * N^{-0,4758}$
13	5,3093	-0,5065	$a_0 = 5,3093 * N^{-0,5065}$
14	6,5776	-0,5476	$a_0 = 6,5776 * N^{-0,5476}$

Im Beispiel unter 5.4.5 (vgl. Tab. 5-17) müsste somit bei einer Mittelhöhe von $hm = 6,0 m$ die in Tabelle 5-18 gelb unterlegte Regressionsgleichung:

$$a_0 = 3,5055 * N^{-0,3836} \text{ verwendet werden. Für } N = 3559 \text{ beträgt } a_0 = 0,1522.$$

Der zugehörige Parameter a_1 wird dann über die Gleichung:

$$a_1 = -3,3345 * a_0 + 2,6385 \text{ berechnet.}$$

Im Beispiel würde sich mit $a_0 = 0,1522$ ein Wert von $a_1 = 2,1309$ ergeben.

In einem letzten Schritt werden alle Größen in die Formel für die flächenbezogene Biomassebestimmung eingesetzt:

$$BM = \frac{3559 * 0,1522 * 4,3^{2,1309}}{1000}$$

Für Klon Max 4 im Alter 3/3 beträgt der ermittelte Arobiomassevorrat 12,12 t/ha.

Da als Vergleichsgröße die Angabe des durchschnittlichen Gesamtwachses an Arobiomasse (dGZ) üblich ist, sollte zusätzlich der entsprechende Wert berechnet werden. Entsprechend

der Formel $dGZ = \frac{BM}{Alter}$ würde somit für das Beispiel der durchschnittliche Gesamtwuchs an Arobiomasse $4,04 t_{atro}/[ha*a]$ betragen.

5.5 Anwendung des Ertragsschätzers am Praxisbeispiel

Nachdem die der Schätzmethode zu Grunde liegenden Einzelschritte ausführlich dargelegt wurden, werden abschließend an einer Beispielfläche die wichtigsten Elemente für die Praxisanwendung zusammenfassend dargestellt.

Abbildung 5-36 zeigt das Luftbild eines charakteristischen auf landwirtschaftlichen Flächen etablierten Kurzumtriebsbestandes. In der nebenstehenden Tabelle sind dazu beispielhaft wichtigste Standortmerkmale zusammengefasst.



Standortkenndaten:

Standort: Krummenhennersdorf
 Durchschnittl. Niederschlagssumme: 820 mm
 Jahresdurchschnittstemperatur: 7,2 °C
 Höhe über NN: 320 m

Boden:

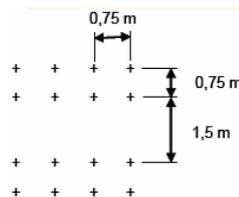
Bodenzahl: AZ 45
 Bodenart: sandiger Lehm (sL)
 Entstehung: L6 6

Quelle: Google Earth® 2006

Abb. 5-36: Praxisbeispiel einer Kurzumtriebsfläche mit angedeuteten Probeparzellen (schwarz markiert: nicht maßstabsgerecht).

Für die Bestimmung des Biomassevorrates eines Klones zum Zeitpunkt x ist die Kenntnis folgender Flächendaten zwingend erforderlich:

- ∅ *Pflanzjahr* – hier: 2004
- ∅ *Flächengröße* – hier: 2 ha (ca. 200 x 100 m)
- ∅ *etablierter Pflanzverband* – hier: Doppelreihenpflanzverband



- ∅ *Pflanzenzahl bei der Begründung* – hier: ≈ 12000 Bäume / ha

Aufbauend auf diesen Daten erfordert die Anwendung des Ertragsschätzers folgende Arbeitsschritte:

1. Einschätzen der Standorthomogenität der Fläche

Um den notwendigen Stichprobenumfang bestimmen zu können, muss eingangs der Kurzumtriebsbestand hinsichtlich der vorhandenen Standorthomogenität eingeschätzt werden. Hierfür

ist lediglich die Differenzierung nach homogenen oder inhomogenen Verhältnissen notwendig, deren Beurteilung zunächst nach folgenden visuellen Merkmalen erfolgt:

<u>Homogenität</u>	<u>Ausfallrate</u>	<u>und/oder</u>	<u>$d_{1,3}$ bzw. h-Spektrum</u>
hoch (homogene Standortverhältnisse)	< 5 %		geringe Streuung der Einzelbaumdimension
niedrig (starke Inhomogenitäten)	> 15 %		hohe Streuung der Einzelbaumdimension

Die Beispielfläche wurde nach den oben genannten Homogenitätskriterien als „hoch“ eingestuft¹. Einerseits lag die Ausfallrate unter 5 %. Andererseits war der Kurzumtriebsbestand durch ein geringes Durchmesserspektrum und eine marginale Höhendifferenzierung gekennzeichnet.

2. Herleitung des notwendigen Stichprobenumfanges

Nach dem definierten Homogenitätskriterium wird die Anzahl der zu messenden Individuen festgelegt (Tab. 5-19).

Tab. 5-19: Aufzunehmende Anzahl an Trieben am Praxisbeispiel (Fläche homogen, N gelb markiert).

Standorthomogenität	Bandbreite/ Grenzen	Variationskoeffizient in [%]	Stichprobenumfang [Bäume/Triebe absolut]
hoch (homogen)	Minimum	25	35
	Maximum	50	200
niedrig (inhomogen)	Minimum	55	240
	Maximum	75	370

Für eine statistische Absicherung ist zu empfehlen, die Maximalzahl an Trieben aufzunehmen. Im dargestellten Beispiel, es handelt sich um durchgewachsene Individuen in der ersten Rotation, wären somit rund 200 Bäume für die Bestimmung der Ertragsgrößen zu messen.

3. Anlage der Probeparzellen

Das Anlagemuster der Probeparzellen (Anzahl, Größe, Lage) ist sowohl vom notwendigen Stichprobenumfang als auch dem Flächendesign abhängig und speziell anzupassen. Grundsätzlich ist darauf zu achten, dass spezielle Standortcharakteristika wie z. B. hohe Ausfallraten repräsentativ einbezogen werden. Zudem müssen die Probeparzellen exakt vermessen werden, wobei als Grenze in der Länge und Breite jeweils der halbe Pflanz- bzw. Reihenabstand zum nächsten außerhalb der Probeparzelle liegenden Baum gewählt werden sollte.

In Abbildung 5-36 liegt eine gleichmäßig homogene Fläche vor. Somit wären beispielsweise zwei nebeneinander angeordnete Probeparzellen rechteckiger Form denkbar. Bei dem vorhandenen Doppelreihen-Pflanzverband von 1,5 m x 0,75 m x 0,75 m und dem notwendigen

¹ Die Einordnung erfolgte nach okularer Ansprache auf der Fläche.

Stichprobenumfang von rund 200 Bäumen könnten die Abmessungen der zwei Probeparzellen wie in Abbildung 5-37 gewählt werden. Diese würden sich wie folgt zusammensetzen:

∅ 3 Doppelreihen a 6 Pflanzen in der Breite = 4,5 m
(2 x 1,5 m zwischen den Reihen + 2 x 0,75 m als Rand)

∅ 100/6 Pflanzen = rund 16 Pflanzplätze in der Länge = 12,75 m

(bei 0,75 m Abstand in der Reihe ergibt sich eine Länge von 0,75 m x 16 Pflanzen + 0,75 m Rand = 12,75 m)

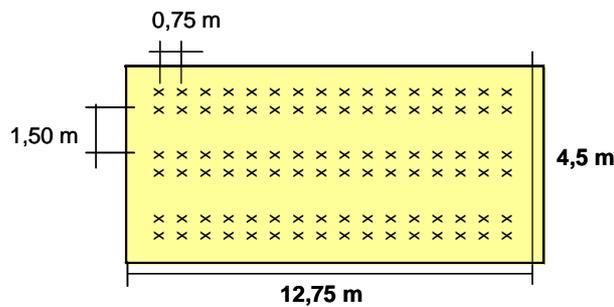


Abb. 5-37: Größe für die beiden Probeparzellen im Praxisbeispiel.

Wie aus den Pflanzplätzen hervorgeht, umfassen die zwei Probeparzellen nicht exakt jeweils 100 Individuen, da die Abmessungen nur mit 96 Bäumen realisierbar sind. Aufgrund der möglichen Spannweite beim notwendigen Stichprobenumfang ist dies aber auch nicht zwingend erforderlich.

4. Bestimmung der $d_{1,3}$ aller Bäume innerhalb der Probeparzelle und der Höhe von 25 über das Durchmesserpektrum verteilten Bäumen

5. Berechnung der Ertragsgrößen

Dazu sind zuerst die Werte für die Probeparzellen zu berechnen. Hierbei werden folgende Formeln zu Grunde gelegt (siehe auch Formel 4-1, 4-2, 4-3):

Stammzahl (N):

$$N = \frac{n}{F}$$

Mit: n = Anzahl der Bäume je Parzelle
 F = Flächengröße einer Parzelle in ha

Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg bzw. dm):

$$dg = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{n}}$$

Mit: n = Anzahl der Bäume je Parzelle
 d_i = Brusthöhendurchmesser des Einzelbaumes
 F = Flächengröße einer Parzelle in ha

Mittelhöhe (hm):

Regressionsanalytischer Ausgleich der 25 $d_{1,3}$ /Höhe-Wertepaare mit der Höhenfunktion nach PETERSON:

$$h = 1,3 + \left(\frac{d_{1,3}}{a_0 + a_1 * d_{1,3}} \right)^3$$

Mit: $d_{1,3}$ = Brusthöhendurchmesser
 a_0, a_1 = Koeffizienten

Danach folgt das Einsetzen des dg in die Funktion und Berechnung der Mittelhöhe.

Anschließend ist der Mittelwert der einzelnen Ertragsgrößen aller Probeparzellen zu bilden und in einer Tabelle für die Gesamtfläche zusammenzufassen.

6. Berechnung des Biomassevorrates (siehe auch 5.4.6)

Der Biomassevorrat wird schließlich über die Modellformel (siehe Formel 5-3):

$$BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$$

Mit: N = Stammzahl pro Hektar
 dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in cm
 a₀, a₁ = Parameter der Biomassefunktion

berechnet.

Für die Bestimmung des Parameters a_0 wird dazu die der Mittelhöhe entsprechende Regressionsgleichung verwendet. Durch Einsetzen der Stammzahl in die Funktion ergibt sich der jeweilige Parameterwert a_0 .



hm in [m]	Regressionskoeffizienten		Formel für die Bestimmung des Parameters a ₀
	r ₀	r ₁	
1	3,5397	-0,3509	a ₀ = 3,5397 * N ^{-0,3509}
2	3,5119	-0,3560	a ₀ = 3,5119 * N ^{-0,3560}
3	3,4921	-0,3617	a ₀ = 3,4921 * N ^{-0,3617}
4	3,4825	-0,3681	a ₀ = 3,4825 * N ^{-0,3681}
5	3,4857	-0,3753	a ₀ = 3,4857 * N ^{-0,3753}
6	3,5055	-0,3836	a ₀ = 3,5055 * N ^{-0,3836}
7	3,5472	-0,3931	a ₀ = 3,5472 * N ^{-0,3931}
8	3,6190	-0,4041	a ₀ = 3,6190 * N ^{-0,4041}
9	3,7328	-0,4172	a ₀ = 3,7328 * N ^{-0,4172}
10	3,9082	-0,4328	a ₀ = 3,9082 * N ^{-0,4328}
11	4,1784	-0,4519	a ₀ = 4,1784 * N ^{-0,4519}
12	4,6044	-0,4758	a ₀ = 4,6044 * N ^{-0,4758}
13	5,3093	-0,5065	a ₀ = 5,3093 * N ^{-0,5065}
14	6,5776	-0,5476	a ₀ = 6,5776 * N ^{-0,5476}

Der zugehörige Parameter a_1 wird dann über die Gleichung (5-10):

$$a_1 = -3,3345 * a_0 + 2,6385$$

ermittelt. Unter Verwendung der Größen Stammzahl (N), Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) sowie der Parameterwerte a_0 und a_1 in o.g. Modellformel wird schließlich der flächenbezogene Atrobiomassevorrat bestimmt. Da der durchschnittliche Gesamtwuchs an Atrobiomasse (dGZ_{atro}) eine häufig verwendete Vergleichsgröße bei Angaben zum Leistungspotential von Kurzumtriebsbeständen ist, sollte dieser zusätzlich angegeben werden:

$$dGZ = \frac{BM}{Alter}$$

Mit: BM = Biomasse in t/ha
 Alter = Alter der Pappeln zum Zeitpunkt der Aufnahme

6 Diskussion

Das folgende Kapitel dient der Analyse und Einordnung der in den vorangegangenen Abschnitten vorgestellten Ergebnisse. Eingangs wird zunächst dargelegt, ob die in unter 1.2 gesetzten Zielstellungen erreicht wurden. Anschließend werden die Schwerpunkte mit ihren untergeordneten Teilzielen in einzelnen Abschnitten diskutiert. Für deren Beurteilung leiten sich nachstehende Hauptinhalte ab:

- *Schwerpunkt 1: Bereitstellung einer fundierten Datenbasis als Grundlage für die Modellentwicklung; vgl. 6.2:*

Wichtigster Diskussionspunkt ist hier die Einschätzung der statistischen Aussagefähigkeit des verwendeten Datenmaterials.

- *Schwerpunkt 2 und 3: Statistische Analysen zur Modellierung von Biomasseerträgen / Herleitung eines Basismodells für die flächenbezogene Biomassebestimmung; vgl. 6.3:*

Dieser Abschnitt umfasst eine differenzierte Betrachtung der Berechnungen zur Modellierung von Biomasseerträgen einschließlich der Bewertung der untersuchten Modellansätze.

- *Schwerpunkt 4: Etablierung eines praxistauglichen Ertragsschätzers auf der Grundlage des Basismodells vgl. 6.4:*

Der Ertragsschätzer wird bezüglich der Anwendbarkeit in der Praxis beurteilt, wobei sowohl die bestehenden Grenzen für dessen Einsatz als auch die Anpassungsgüte im Vergleich zu anderen Wachstumsmodellen diskutiert werden.

Ein abschließender Ausblick soll sowohl Potentiale für die Weiterentwicklung als auch zukünftiger Einsatzbereiche des Ertragsschätzers zeigen.

6.1 Gesamteinschätzung zur Realisierung der Zielvorgaben

Das Hauptziel der vorliegenden Arbeit, einen Ertragsschätzer zu entwickeln, der die Praxisanforderung eines leicht anwendbaren, zerstörungsfreien und übertragbaren Verfahrens zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen erfüllt, konnte verwirklicht werden. Die dazu gesetzten und mit Teilzielen unterlegten Schwerpunkte wurden allerdings mit unterschiedlichem Erfolg realisiert (Tab. 6-1).

Beispielsweise konnte für die Bereitstellung einer fundierten Datenbasis (Schwerpunkt 1) auf eine ausreichende Anzahl an Messreihen zurückgegriffen werden, die nach einem standardisierten Verfahren erhoben wurden. Allerdings lag den Versuchsfeldern kein einheitliches Anlagendesign zugrunde (z. B. identische Klone, Pflanzverbände etc.), das eine zusätzliche statistische Absicherung der Daten ermöglicht hätte.

Die Analysen zur Modellierung von Biomasseerträgen und das daraus abgeleitete Basismodell (Schwerpunkte 2 bis 4) konnten erfolgreich in einen Ertragsschätzer mit einer hohen

Vorhersagegenauigkeit überführt werden. Dieser ist aber nicht uneingeschränkt auf alle Bestandesdichten und Alter anwendbar.

In der Gesamtbetrachtung zeichnet sich jedoch der Ertragsschätzer durch eine für die Praxis ausreichende Prognosegüte aus und rechtfertigt dessen uneingeschränkte Anwendung innerhalb der Modellgrenzen.

Tab. 6-1: Überblick zur Realisierung der Teilziele der Arbeit.

Schwerpunkt	realisiert	Einschränkungen
1) Bereitstellung einer fundierten Datenbasis für die Modellentwicklung	Herleitung der Ertragsgrößen über ein standardisiertes Verfahren bei der Datenaufnahme	Datenbasis liegt kein einheitliches Anlagedesign auf den Versuchfeldern zu Grunde
	Umfangreiche Datenbasis auf der Grundlage eines breiten Klon-, Alters-, Pflanzverbands- und Ertragsspektrums	
2) Statistische Analysen zur Modellierung von Biomasseerträgen	Aufstellen und Herleitung standardisierter Biomassefunktionen	Begrenzte statistische Absicherung bei hohen Bestandesdichten
	Parameterfortschreibung über signifikanten Einflussgrößen und damit Übertragbarkeit der Standard-Biomassefunktion	
3) Herleitung eines Basismodells für die flächenbezogene Biomassebestimmung	Entwicklung eines einfach strukturierten Basismodells mit hoher Anpassungsgüte an das vorhandene Datenmaterial	Fehlende Datenbasis für hohe Bestandesdichten und dadurch resultierende Grenzen für die Modellanwendung
	Evaluierung des Basismodells auf der Basis zusätzlichen Datenmaterials	
4) Etablierung eines praxistauglichen Ertragsschätzers	Einfach aufgebauter Ertragsschätzer mit wenigen, schnell und kostengünstig zu erhebenden Größen mit standardisiertem Aufnahmedesign	Anwendung des Ertragsschätzers in Kurzumtriebsbeständen mit Stammzahlen von < 25 000 N/ha und Alter ≥ 3 Jahre

6.2 Bewertung der Datenbasis

6.2.1 Versuchsdesign

Bestmögliche Voraussetzung für die Entwicklung eines Ertragsmodells ist das Vorhandensein speziell dafür angepasster Feldversuche. Unter Verwendung eines einheitlichen Versuchsdesigns wird dabei die Wirkung verschiedener Abstufungen eines Faktors oder die kombinierte Wirkung mehrerer Faktoren (z. B. verschiedene Pflanzverbände, Düngung usw.) auf die Ertragsleistung am jeweiligen Standort geprüft. Um zusätzlich den Einfluss anderer unkontrollierbarer Faktoren (z. B. standörtliche Inhomogenitäten) auszuschalten, kann auf spezielle Anlagemuster bei der Versuchs begründung zurückgegriffen werden (u. a. FISHER und YATES 1949, FISHER 1951, MUDRA 1952). Dabei sind Lage und Wiederholung der Parzellen so vorgegeben, dass jeder Klon im Durchschnitt den gleichen Standortvariabilitäten ausgesetzt ist.

Dadurch kann geprüft werden, ob die Unterschiede in der Ertragsleistung zwischen zwei Klonen eher zufällig sind, also beispielsweise durch Inhomogenitäten verursacht werden oder ob tatsächlich statistisch abgesicherte Leistungsunterschiede bestehen (MUDRA, 1952). Abbildung 6-1 zeigt ein Beispiel eines Anlagemusters für eine Versuchsserie mit 3 Klonen.

Block/Wiederholung	Klone		
I	Max 1	Müнден	Matrix
II	Müнден	Matrix	Max 1
III	Matrix	Max 1	Müнден
IV	Müнден	Max 1	Matrix

Abb. 6-1: Blockanlage für drei Klone mit vier Wiederholungen (aus MUDRA 1952, geändert).

Im Rahmen dieser Arbeit war es aus Zeit- und Kostengründen nicht möglich, einen speziell für die Untersuchungen konzipierten Feldversuch mit einheitlichem Design anzulegen. Daher musste auf bereits existierende Versuchsfelder zurückgegriffen werden. Da deren Anlage mit unterschiedlichen Zielstellungen erfolgte¹, variierten die angebauten Klone, Pflanzverbände und Parzellengrößen flächenspezifisch. Bei einigen Versuchsfeldern konnte außerdem keine optimierte Parzellenanordnung in Mehrfachwiederholungen zur Erfassung von Standortvariabilitäten realisiert werden, da bei der Flächenetablierung das Klonmaterial nur in begrenztem Umfang zur Verfügung stand.

Die Problemstellung verdeutlicht Abbildung 6-2 am Beispiel des Versuchsfeldes Methau II in Sachsen. Darin sind die Ertragsleistungen ausgewählter Klone auf verschiedenen Parzellen farblich unterlegt. Daraus geht hervor, dass bei ein und demselben Klon erhebliche Schwankungen auftreten und damit auf standörtliche Inhomogenitäten geschlossen werden kann. So variiert beispielsweise der Biomassevorrat bei Klon Max 1 zwischen 12 t/ha und > 18 t/ha. Die Parzellen der Klone wurden jedoch nicht einheitlich in mehreren Wiederholungen angelegt, um den Einfluss der Standortvariabilität auf die Biomasseleistung erfassen zu können (z. B. Blockanlage mit Mehrfachwiederholungen). Während zum Beispiel Klon Muhle Larsen aufgrund der begrenzten Stecklingsanzahl lediglich auf einer Parzelle im oberen Teil des Versuchsfeldes gepflanzt wurde, erfolgte im Gegensatz dazu der Anbau von Klon Max 1 auf Parzellen, die das Versuchsfeld relativ gut abdecken. Beide Klone sind daher nicht den gleichen Bodenverhältnissen ausgesetzt. Deshalb kann nicht eindeutig festgestellt werden, ob die Unterschiede in der Biomasseleistung zwischen den Klonen zufällig durch die Flächeninhomogenität verursacht werden oder ob tatsächliche Leistungsdifferenzen bestehen.

¹ Die Versuchsfelder wurden im Rahmen verschiedener Projekte angelegt, deren Untersuchungsziele entweder auf die Eignung verschiedener Klone für die stoffliche Nutzung oder energetische Nutzung ausgelegt waren (vgl. 3.3).

Um den Einfluss der Standortvariabilität bei der Datenaufnahme weitestgehend zu minimieren, wurden auf den Versuchsfeldern nur die Klone beprobt, die auf einer ausreichenden Anzahl von Parzellen gepflanzt wurden.

Außerdem erfolgten die Erhebungen auf allen vorhandenen Parzellen, um so möglichst die gesamte Fläche abzudecken.

Im o. g. Beispiel wurde daher der Klon Muhle Larsen nicht in das für die Modellparametrisierung verwendete Datenmaterial einbezogen.

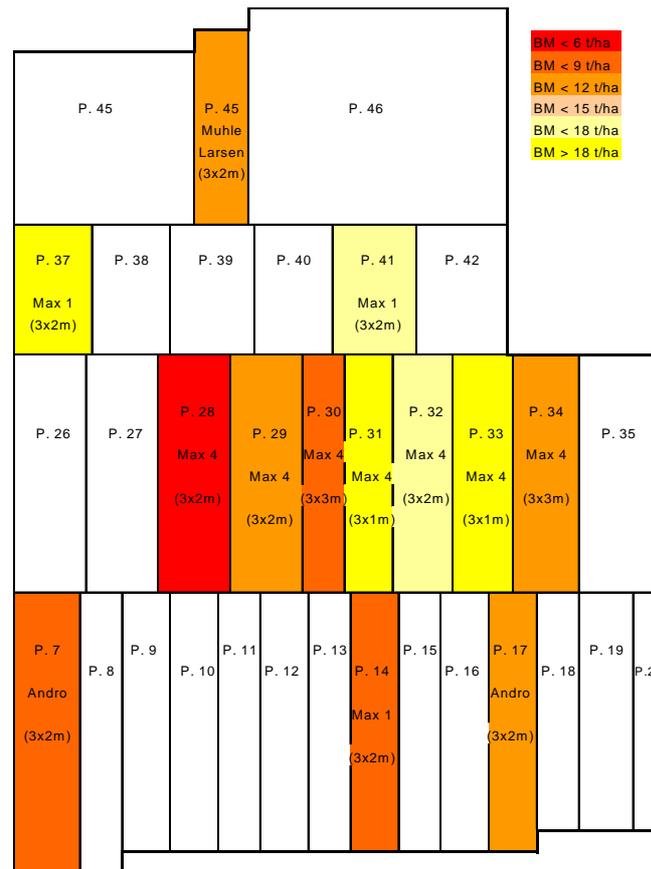


Abb. 6-2: Anlagemuster auf dem Versuchsfeld Methau II (nach RÖHLE 2002, geändert).

6.2.2 Aufnahmemethodik

Bei der Datenaufnahme war es notwendig, eine standardisierte Methode zu etablieren, um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse gewährleisten zu können. Mit der Regressionsmethode nach VERWIJST und TELENUS (1999) konnte ein geeignetes Aufnahmeverfahren gefunden werden, das sich besonders durch eine hohe Zeit- und Kosteneffizienz bei gleichzeitig hoher Schätzgenauigkeit auszeichnet. Eigene als auch externe Studien stützen diese These:

Verringerter Arbeitsaufwand

Mit den am Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden durchgeführten Untersuchungen (STEINKE 2000, GELLRICH 2001, KLEMKE 2001, SCHILDBACH 2003, Bortné 2004, ALI 2005, GUTSCHE 2006, HEUER 2006, SCHMALTZ 2006, REINHOLD 2007, ZICHNER 2006, NIEMANN 2008) gelang es nachzuweisen, dass die Entnahme von lediglich 15 über das gesamte Durchmesserpektrum verteilten Bäumen für die Aufstellung von Biomassefunktionen ausreicht. Der Grund ist der straffe Zusammenhang zwischen Brusthöhen-durchmesser und der Atrobiomasse. Die Bestimmtheitsmaße der auf der Basis von 15 Probebäumen hergeleiteten Biomassefunktionen (während der Untersuchungen wurden insgesamt über 220 Funktionen aufgestellt) lagen alle über $R^2 > 0,9$. Die Verwendung einer größeren

Anzahl von Durchmesser/Atrobiomasse-Wertepaaren¹ führte zu keiner Verbesserung der Anpassungsgüte der Ausgleichsfunktionen.

Des Weiteren lässt die in der Arbeit durchgeführte Pilotstudie darauf schließen, dass die Durchmessererhebung noch wesentlich reduziert werden kann (vgl. 5.4.2). Die Anzahl der gemessenen Bäume variierte zu Beginn der Untersuchungen in Abhängigkeit der Größe und Standorthomogenität des Versuchsfeldes zwischen 300 Stück (homogen) und bis zu 900 Stück (inhomogen). Das Ergebnis der Pilotstudie zeigt jedoch, dass eine Individuenzahl zwischen 200 (homogen) und 400 (inhomogen) ausreicht, um den dg mit der in der forstlichen Praxis üblichen Fehlergenauigkeit von $\pm 5\%$ zu bestimmen.

Hohe Schätzgenauigkeit

Die hohe Schätzgenauigkeit der Regressionsmethode wurde unter anderem in Untersuchungen von STEINKE und KIESEWALTER (2008) nachgewiesen. Die ermittelten durchschnittlichen Gesamtzuwächse an Atrobiomasse (dGZ) weichen darin nur um maximal $\pm 2,5\%$ von den tatsächlichen dGZ -Werten ab (vgl. 2.2.2). Daraus lässt sich schließen, dass die auf der Grundlage der Regressionsmethode erhobene Datenbasis sehr exakt bestimmt wurde.

Für die Verwendung der Regressionsmethode zur Datenaufnahme spricht des Weiteren, dass dieses Verfahren auch von anderen Autoren favorisiert wird (u.a. BURGER et al. 1996, FRIEDRICH 1999, KARACIC et al. 2003, GUERICKE 2007). Als positiver „Nebeneffekt“ ist dabei zu bewerten, dass durch den Datenaustausch mit diesen Arbeitsgruppen die für die Modellierung genutzte Datenbasis wesentlich erweitert werden konnte.

Die Eignung der Regressionsmethode als Aufnahmeverfahren zur Ermittlung der Biomasseerträge in Kurzumtriebsbeständen wird durch den Arbeitskreis Biomasse des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten der Sektion Ertragskunde bestätigt (DVFFA 2007, RÖHLE 2009). Dieser sieht vor, ein Standardpapier zu erarbeiten, indem die Regressionsmethode als Standardaufnahmeverfahren für die Ertrags- bzw. Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen empfohlen wird.

6.2.3 Datensätze für die Modellparametrisierung und Modellevaluierung

Von verschiedenen Autoren wird auf die große Bedeutung der Datenbasis beim Prozess der Modellfindung und -formulierung hingewiesen (u.a. SOARES et al. 1995, VANCLAY 1999). Dem wurde in der vorliegenden Arbeit Rechnung getragen. Als positiven Effekt kann dabei gewertet werden, dass auf eine während der Untersuchungen entwickelte Versuchsflächendatenbank zurückgegriffen werden konnte. Aufgrund des großen Datenpools war es möglich,

¹ Bei der Untersuchung wurde die Anpassungsgüte der Biomassefunktion bei Verwendung von 25 bis 50 Wertepaaren getestet.

für die Modellparametrisierung spezielle Kriterien für die Einbeziehung von Datensätzen festzulegen. Da für die „Güteprüfung“ und zur Einschätzung der allgemeinen Anwendbarkeit zwei voneinander unabhängige Datensätze Verwendung fanden, konnten die Modelle einer kritischen Analyse unterzogen werden.

Datensatz für die Modellparametrisierung

Für die Modellparametrisierung wurden Klone verwendet, von denen gleichzeitig Ertragsdaten mehrerer Versuchsflächen, unterschiedlicher Pflanzverbände und verschiedener Alter verfügbar waren. Der Grund dafür war, eine Datenmatrix zu erstellen, die die Voraussetzung für die Anwendung statistischer Analyseverfahren erfüllt. Beispielsweise wurden Klone, deren Daten lediglich von einem Standort oder Alter vorlagen herausgefiltert, da Varianzanalysen aufgrund der zu geringen Variation der Faktorenausprägungen nicht möglich gewesen wären.

Der aus 67 Messreihen auf der Grundlage von 7 Klonen bestehende Datensatz spiegelt ein weites

- Ø Alters-: 3/3 - 10/10,
- Ø Höhen-: 3,0 m - 16,0 m,
- Ø Stammzahl-: 1000 N/ha - 25000 N/ha,
- Ø und Leistungsspektrum: dGZ: $0,2 t_{\text{atro}}/[\text{ha} \cdot \text{a}] - 23,5 t_{\text{atro}}/[\text{ha} \cdot \text{a}]$ wider.

Betrachtet man die einzelnen Versuchsfelder und ihre regionale Verteilung, so wird die Bandbreite der Wuchsbedingungen der für die Anlage von Kurzumtriebsbeständen in Deutschland in Frage kommenden Standorte repräsentativ wiedergegeben:

- Ø Höhe ü. NN: 120 m - 650 m,
- Ø mittlerer jährlicher Niederschlag: 450 mm - 1300 mm,
- Ø mittlerer jährlicher Temperatur: $< 7 \text{ °C} - 10 \text{ °C}$,
- Ø Ackerwertzahl: 30 - 70.

Literaturrecherchen zeigen, dass die zur Verfügung stehende Datenmenge in etwa den Größenordnungen entspricht, die auch andere Autoren als Grundlage für ihre Wachstumsmodelle nutzen (vgl. 2.3). Der Datensatz wird damit sowohl den quantitativen als auch qualitativen Anforderungen für die Verwendung zur Modellparametrisierung gerecht.

Datensatz für die Modellevaluierung

Der für die Modellevaluierung genutzte Datensatz ist als äußerst heterogen zu bewerten. Dafür sprechen zwei Tatsachen:

Erstens deckt dieser das gesamte für die Modellparametrisierung verwendete Klon-, Alters-, Pflanzverbands- und Standortspektrum ab; zweitens erfolgte zusätzlich die Einbeziehung von

Messreihen, die mit Stammzahlen von ≥ 25000 N/ha und Alter kleiner 3 Jahre außerhalb der Modellgrenzen lagen, um die Schätzgenauigkeit auch in „kritischen“ Bereichen zu testen.

Mit 39 Messreihen ist der Datensatz zwar begrenzt, bietet aber eine ausreichende Datengrundlage, um mit den durchgeführten quantitativen Tests allgemeingültige Aussagen zur Einschätzung der Anwendbarkeit der Modelle zu formulieren.

6.3 Bewertung der statistischen Analysen zur Modellentwicklung

6.3.1 Vorgehen

Die Modellierung von Biomasseerträgen kann auf Basis statistisch empirischer oder prozessorientierter ökophysiologischer Modelle erfolgen (vgl. 2.3). Der in dieser Arbeit entwickelte Ertragsschätzer beruht auf dem Test statistisch empirischer Ansätze. Hierfür sprach einerseits, ein möglichst einfach strukturiertes Modell für die Praxisanwendung auf der Basis elementarer funktionaler Beziehungen zwischen dem Biomassevorrat und leicht messbaren Größen herzuleiten, andererseits erfordern bereits bestehende prozessorientierte ökophysiologische Modelle zur Parametrisierung eine Vielzahl von speziellen Eingangsdaten, die jedoch nicht zur Verfügung standen.

Bisherige Studien mit statistisch empirischen Ansätzen befassen sich überwiegend mit der Entwicklung von Leistungstafeln (z. B. HOFMANN 1995, BOELCKE 2004, BUNGART et al. 2004, BURGER 2004, SCHOLZ et al. 2004a, WERNER et al. 2004, WOLF und BÖHNISCH 2004, HOFMANN 2005, BOELCKE 2006, GUERICKE 2006) oder der flächenbezogenen Ertragspotentialabschätzung (z. B. MOLA-YUDEGO und ARONSSON 2008, MURACH et al. 2008a, ALI 2009). Es gibt jedoch keine Untersuchungen zu zerstörungsfreien Schätzmethoden mit denen zu jedem Zeitpunkt der Biomassevorrat in bestehenden Kurzumtriebsbeständen ermittelt werden kann. Daher konnte in der vorliegenden Arbeit noch nicht auf bereits existierende Erfahrungen für diese Art der Ertragsbestimmung zurückgegriffen werden. Die Entwicklung des Ertragsschätzers fußt deshalb zunächst auf der Analyse elementarer funktionaler Zusammenhänge. Obwohl diese im späteren Modell aufgrund der geringen Vorhersagegenauigkeit keinen Eingang fanden, werden ausgewählte Ergebnisse in dieser Arbeit vorgestellt (vgl. 5.1). Damit soll gezeigt werden, welche Einflussgrößen die Varianz von Biomasseerträgen zwar hinreichend erklären, jedoch noch nicht in Schätzmodelle mit ausreichender Anpassungsgüte überführbar sind. Zudem wird der Umfang der durchgeführten Untersuchungen verdeutlicht.

Um einen einfach aufgebauten Ertragsschätzer zu konzipieren, war es notwendig, die Anzahl der Modellvariablen gering zu halten. Deshalb wurde eine schrittweise Modellierung gewählt, bei der nur dann die Aufnahme von zusätzlichen Variablen in das Modell erfolgte, wenn die Schätzgenauigkeit verbessert werden konnte. Neben der Beurteilung der Anpassungsgüte des Gesamtmodells stand dabei im Vordergrund, die Ober- und Untergrenzen der Abweichungen

zwischen den Schätz- und Realwerten klar abzustecken. Die Modellevaluierung basiert daher auf insgesamt fünf Größen (vgl. 4.2.4). Im Vergleich zu Kennwerten, die andere Autoren zum Test ihrer empirischen Modelle verwendeten, ist diese Anzahl im oberen Bereich angesiedelt (z. B. MOLA-YUDEGO und ARONSSON 2008, MURACH et al. 2008a, ALI 2009).

6.3.2 Einfache Modellansätze

Der Test einfacher Modellansätze zeigt, dass sehr straffe Beziehungen zwischen der Atrobiomasse und verschiedenen Erklärungsvariablen bestehen (vgl. 5.1). So sind beispielsweise 91 % der Varianz der Atrobiomasseleistung durch die Grundfläche erklärbar, bei Volumen oder Mitteldurchmesser sogar über 93 %. Die Bestimmtheitsmaße von $R^2 > 0,9$ weisen zunächst auf eine hohe Genauigkeit der Schätzung der Biomasseleistung über Regressionsfunktionen mit einer Erklärungsvariablen hin. Die Anpassungsgüte erhöht sich sogar noch, wenn die Herleitung der Regressionsfunktionen in Abhängigkeit von Wertebereichen einer zweiten Größe erfolgt (z. B. Regressionsfunktionen zwischen Atrobiomasse und Grundfläche für definierte Höhenbereiche).

Werden jedoch zusätzlich die relativen Abweichungen zwischen geschätzten und tatsächlichen Biomassen als Evaluierungsgrößen herangezogen, wird deutlich, dass auf der Basis dieser Zusammenhänge kein praxistauglicher Ertragsschätzer hergeleitet werden kann. Dies ist auf die Anfälligkeit der Modelle gegenüber Ausreißerwerten zurückzuführen. Zwar liegt die Mehrzahl der relativen Abweichungen zwischen geschätzten und tatsächlichen Biomassen unter 40 %, allerdings treten vereinzelt Residuen von über 100 % auf. Trotz umfangreicher Analysen konnte die Ursache dieser Ausreißerwerte nicht geklärt werden. Deshalb ist für die Anwendung eines auf der Basis dieser Modelle konzipierten Ertragsschätzers die Angabe von Ober- und Untergrenzen der Residuen von über +/- 100 % notwendig. Diese Abweichungen sind jedoch für eine praxisrelevante Schätzung der Biomasseleistung nicht akzeptabel.

Die Ergebnisse unterstreichen, dass die Modellevaluierung auf der Grundlage verschiedener Größen erfolgen muss, um für den Anwender belastbare Angaben zur Schätzgenauigkeit zu erhalten.

6.3.3 Weiterführende Modellansätze

6.3.3.1 Grundlagen

Da für die Datenaufnahme die Regressionsmethode gewählt wurde, waren zusätzlich Biomassefunktionen und die dazugehörigen Parameter verfügbar, auf deren Grundlage die Möglichkeit bestand, andere Modellansätze zu testen. Dazu wurden zunächst die notwendigen Grundlagen hergeleitet:

Aufstellen einer Standardbiomassefunktion

Die Voraussetzung einheitliche und damit fortschreibbare Funktionsparameter zu erhalten, war die Etablierung eines Gleichungstyps als Standardbiomassefunktion. Die statistische Auswertung zeigt, dass eine Vielzahl von Funktionstypen die Beziehungen zwischen Einzelbaumbiomasse und verschiedenen Dimensionsgrößen zufriedenstellend beschreiben. Die Berücksichtigung der Baumhöhe oder des h/d -Wertes führt allerdings zu keiner signifikanten Steigerung des Bestimmtheitsmaßes (vgl. 5.2.2.1). Als geeignete Standardbiomassefunktion bot sich somit die allometrische Gleichung der Form: $BM = a_0 * d^{a_1}$ an.

Eine Vielzahl von Autoren favorisiert schon länger diesen Gleichungstyp (VERWIJST und NORDH 1991, TOME und VERWIJST 1996, VERWIJST und TELENUS 1999 u.a.). Jedoch gelang es, mit den in Abschnitt 5.2.2.1 durchgeführten Berechnungen den statistisch gesicherten Nachweis zu erbringen, dass sich die Anpassungsgüte nicht von anderen komplexeren Funktionstypen unterscheidet.

Nach Prüfung verschiedener Durchmesser (in 0,1 m, 0,6 m und 1,3 m Baumhöhe) kann zudem die Verwendung des $d_{1,3}$ zur Aufstellung von Biomassefunktionen uneingeschränkt empfohlen werden (vgl. 5.2.2.2).

Fortschreibung der Biomassefunktionsparameter

In einem nächsten Schritt wurde geprüft, ob die Möglichkeit besteht die Koeffizienten a_0 und a_1 der Standardbiomassefunktionen in Abhängigkeit von Einflussgrößen fortschreiben zu können. Zwar befassen sich viele Veröffentlichungen mit dem Test unterschiedlichster Biomassefunktionen (z. B. KORSMO 1995, FRIEDRICH 1999, JOHANSSON 1999, NORDH und VERWIJST 2004, SNORRASON und EINARSON 2004, KARACIC 2005, ROCK 2006). Allerdings gibt es keine Untersuchungen zu Abhängigkeiten und Charakteristika in der Verlaufsform. Daher mussten zunächst die Faktoren analysiert werden, die Lage und Form der Biomassefunktionen und damit die Werte der Koeffizienten a_0 und a_1 bestimmen.

Mit der mehrfaktoriellen Varianzanalyse konnte der statistische Nachweis erbracht werden, dass ein signifikanter Einfluss sowohl der Bestandesmittelhöhe als auch der Bestandesdichte auf die Koeffizienten a_0 und a_1 besteht. Ein Kloneinfluss wird jedoch nicht belegt. Somit war es möglich, Regressionsfunktionen aufzustellen, mit denen die Koeffizienten klonübergreifend in Abhängigkeit der Einflussgrößen hm und N fortgeschrieben werden können.

Wie die Ergebnisse in Abschnitt 5.2.3 belegen, weisen die entsprechenden Regressionsfunktionen eine unterschiedliche Anpassungsgüte auf. Die Bestimmtheitsmaße der Regressionsfunktionen in Abhängigkeit der Stammzahl sind kleiner als bei der Mittelhöhe. Trotz der niedrigeren Bestimmtheitsmaße, immerhin sind nur 34 % und 27 % der Varianz der Koeffizienten a_0 bzw. a_1 durch die Stammzahl erklärbar, fanden diese Beziehungen für die Herleitung wei-

terführender Modellansätze Berücksichtigung. Der Grund dafür ist, dass es sich bei der vorliegenden Arbeit um erste Untersuchungen dieser Art handelt. Damit konnte auf keine vergleichbaren Auswertungsergebnisse zurückgegriffen werden. Deshalb wurden auch Zusammenhänge beachtet, die zunächst nicht auf hohe signifikante Beziehungen schließen lassen. Wie die Modellansätze, die auf Koeffizienten-Stammzahl-Regressionsfunktionen basieren zeigen, wird trotz der relativ geringen Anpassungsgüte schließlich eine hohe Schätzgenauigkeit des Biomassevorrates erreicht.

Aus den Ergebnissen ist zu folgern, dass für die Modellierung auch Beziehungen, die zunächst nicht auf einen straffen statistischen Zusammenhang hinweisen, berücksichtigt werden sollten.

Beziehung zwischen den Parametern der Standardbiomassefunktion

Auf der Grundlage der für den Zusammenhang der beiden Parameter a_0 und a_1 hergeleiteten Regressionsfunktion konnte die Modellentwicklung wesentlich vereinfacht werden. Da beide Koeffizienten mit $r = -0,94$ straff negativ miteinander korreliert sind, kann ein Koeffizient mit einer hohen Genauigkeit aus dem anderen bestimmt werden. Dies wird bei Modellansätzen genutzt, bei denen die Biomasseschätzung durch Parameterbestimmung über die Verknüpfung von Einflussgrößen erfolgt (vgl. 5.3.3.1 und 5.3.3.2). Damit muss nur ein Koeffizient über die Verknüpfung der Einflussgröße ermittelt werden und es wird auch bei diesen Ansätzen dem Kriterium eines einfach strukturierten Modells entsprochen.

Gleichung für die flächenbezogene Biomassebestimmung

Bislang wird von Autoren, die den flächenbezogenen Biomassevorrat mit der Regressionsmethode ermitteln, dieser durch Einsetzen aller gemessenen Durchmesserwerte in die jeweilige Biomassefunktion bestimmt (z. B. FRIEDRICH 1999, VERWIJST und TELENUS 1999, KARACIC 2005, NORDH 2005). Um auch hier eine Vereinfachung zu erreichen wurde getestet, ob lediglich die Verwendung des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes (dg) eine hinreichend genaue Schätzung ermöglicht. Das Ergebnis des U-Tests für den Vergleich der Stichproben zur Ermittlung des Biomassevorrates auf der Basis des Einzeldurchmessers bzw. des dg zeigt, dass keine signifikanten Unterschiede bestehen und damit beide Verfahren gleichberechtigt verwendet werden können. Durch Verwendung des dg konnten die Rechenroutinen bei der Modellfindung vereinfacht werden.

6.3.3.2 Vergleich der geprüften Modellansätze

Auf der Grundlage der o. g. Punkte wurden vier Modellansätze entwickelt:

- Modell I: Parameterbestimmung über die Mittelhöhe hm ,
- Modell II: Parameterbestimmung über die Stammzahl N ,
- Modell III: Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über Formeln,
- Modell IV: Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über „Regressionskurvenfächer“

Die Modellierungsschritte sind im Ergebnisteil detailliert beschrieben (vgl. 5.3) und werden daher hier nicht näher diskutiert.

Modell IV (gelb unterlegt) weist die höchste Schätzgenauigkeit auf und wird deshalb als Basismodell für den Ertragsschätzer verwendet. Trotzdem erfolgt in Abschnitt 5.3 eine umfassende Darstellung der anderen Ansätze. Einerseits soll damit verdeutlicht werden, welche Möglichkeiten der Modellierung auf der Grundlage der Fortschreibung von Biomassefunktionsparametern bestehen, andererseits müssen weiterführende Untersuchungen mit zusätzlichem Datenmaterial nicht zu den gleichen Ergebnissen in der Modellevaluierung führen. Das heißt, bei einer Neuparametrisierung kann sich durchaus die Rangfolge in der Schätzgenauigkeit der Modelle verschieben und es ist daher zu empfehlen, nicht nur das Basismodell des Ertragsschätzers zu prüfen.

Das wird beim Vergleich der Abbildungsgüte von Modell IV und Modell II deutlich. Das Basismodell weist zwar bei der Evaluierung anhand der für die Parametrisierung verwendeten und der zusätzlichen Daten das beste Ergebnis auf, jedoch beträgt der Unterschied in der Treffgenauigkeit zu Modell II lediglich fünf bzw. drei Prozentpunkte. Zudem sind die Differenzen in den relativen Abweichungen der Einzelwerte gering. Die Parametrisierung unter Einbeziehung einer breiteren Datenbasis könnte zu einer verbesserten Anpassungsgüte führen. Das würde die Schätzgenauigkeit beider Modelle erhöhen. Ob sich das in gleichen Größenordnungen auswirkt, ist jedoch nicht vorhersagbar.

Ein weiterer Grund Modell II gegenüber dem Basismodell zu prüfen besteht in der einfacheren Struktur dieses Modells. Für die Berechnung ist lediglich die Stammzahl als Einflussgröße erforderlich. Dadurch entfällt die Höhenmessung und es vereinfachen sich die Geländeaufnahmen bei der Anwendung eines darauf basierenden Ertragsschätzers. Würden beispielsweise nach einer Neuparametrisierung beide Modelle die gleiche Schätzgenauigkeit aufweisen, wäre die Verwendung von Modell II als Basismodell zu empfehlen.

Bei Modell I und III sind die Abweichungen zwischen Schätz- und Realwerten erheblich größer. Eine Neuparametrisierung wird voraussichtlich zu keiner verbesserten Vorhersagegenauigkeit im Vergleich zu Modell II und IV führen. Es ist daher nicht zwingend erforderlich, die Anpassungsgüte dieser Modelle auf der Basis weiteren Datenmaterials zu prüfen.

6.3.3.3 Zusätzliche Ergebnisse der statistischen Analysen

Im Zuge der statistischen Auswertungen konnte eine weitere wichtige Beziehung gefunden werden, die zwar kein Bestandteil für die Modellierung des Ertragsschätzers ist, aber eine wichtige Schätzhilfe für die Praxisanwendung darstellt.

Wie die in Abschnitt 5.2.2.2 hergeleitete Schätzfunktion belegt, besteht ein straffer linearer Zusammenhang ($R^2 > 0,96$) zwischen dem $d_{1,3}$ und dem in Höhe des Schaftanlaufs bei 0,1 m

befindlichen $d_{0,1}$. Damit ist eine ausreichend präzise Herleitung des $d_{0,1}$ aus der forstüblichen Bezugsgröße Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ möglich. Für bestimmte betriebspraktische Fragestellungen, wie z. B. der Wahl eines geeigneten Ernteverfahrens ist der Durchmesser in 0,1 m Höhe (Stockdurchmesser) von besonderem Interesse. So ist der Einsatz von Vollerntemaschinen derzeit nur für begrenzte Stockdurchmesser technisch möglich¹ und deshalb die Schätzung des $d_{0,1}$ mit Hilfe des $d_{1,3}$ wichtig. Trotz intensiver Literaturrecherche konnte keine weitere auf einer vergleichbaren Datengrundlage basierende Regressionsfunktion gefunden werden. Das unterstreicht die Bedeutung dieser Schätzhilfe.

6.4 Bewertung des Ertragsschätzers

6.4.1 Aufbau

Sowohl die Herleitung der modellrelevanten Einflussgrößen als auch die Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrates basieren auf elementaren Messmethoden bzw. statistischen Beziehungen. Somit kann der Ertragsschätzer jederzeit schnell und präzise angewendet werden. Die notwendigen Geländeaufnahmen erfordern keine speziellen Erfahrungen, da es sich um einfach durchzuführende und standardisierte forstliche Messverfahren handelt.

Wie die Pilotstudie zum Stichprobenumfang zeigt, ist für die Schätzung des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes in Abhängigkeit der Standorthomogenität lediglich die Bestimmung der Durchmesser von maximal 200 (homogen) bzw. 370 (inhomogen) Trieben in zuvor festgelegten Probeparzellen notwendig. Für die Herleitung der Bestandeshöhenkurve sind die Höhen von 25 über das Durchmesserspektrum verteilten Bäumen ausreichend. Damit ist der zeitliche Aufwand für die Messungen gering. Nach Erfahrungen bei eigenen Erhebungen sind maximal zwei Stunden zu veranschlagen. Vergleicht man dies mit Aufnahmen, die für die Bestimmung der Eingangsgrößen ökophysiologischer Modelle notwendig sind (u. a. KAJFEZ-BOGATAJ 1990, DECKMYN et al. 2004, ECKERSTEN et al. 2006, SANNEVIK et al. 2006), ist die Anwendung des Ertragsschätzers wesentlich unkomplizierter und effizienter.

Ein weiterer positiver Effekt ist, dass die Berechnung des Biomassevorrates auf der Grundlage eines einfach strukturierten Basismodells erfolgt, das leicht zu handhaben ist. Nachdem die notwendigen Eingangsgrößen (N , dg und hm) bestimmt wurden, müssen lediglich die Parameter der Standardbiomassefunktion über Regressionsfunktionen ermittelt werden. Durch Einsetzen aller Werte in das Basismodell erhält man den Biomassevorrat. Eine Vereinfachung ist zusätzlich dadurch möglich, dass die erforderlichen Berechnungen als Auswertungsroutinen in Anwendersoftware sehr leicht programmiert werden können (z. B. MICROSOFT EXCEL). Der Nutzer muss nur noch die Messwerte in eine Datenmaske eingeben und erhält alle wichtigen Ertragsgrößen und den Biomassevorrat.

¹ Nach SCHOLZ et al. (2009) liegen die derzeit maximal erntbaren Stockdurchmesser bei 7 cm bis 12 cm.

6.4.2 Anwendungsbereiche

Der Ertragsschätzer ist für die Anwendung in Kurzumtriebsbeständen mit Klonen der Baumart Pappel parametrisiert. Wie aus Literaturrecherchen hervorgeht, gibt es dafür derzeit nur eine begrenzte Anzahl von Modellen (vgl. 2.3). Damit liefert der Ertragsschätzer einen wesentlichen Beitrag zu quantifizierenden Analyseberechnungen zum Wuchsverhalten von Pappelklonen.

Eine Modellparametrisierung für die Baumart Weide war nicht möglich. In der zur Verfügung stehenden Versuchsflächendatenbank sind eine Vielzahl zusätzlicher Ertragsdaten von Weidenklonen gespeichert. In vorausgehenden Untersuchungen konnten aber keine klaren statistischen Zusammenhänge zwischen dem Biomassevorrat und den Ertragsgrößen nachgewiesen werden, auf deren Grundlage die Entwicklung eines Ertragsschätzers für Weidenklone realisierbar gewesen wäre. Unter Einbeziehung zusätzlichen Datenmaterials ist nicht auszuschließen, dass Beziehungen hergeleitet werden können, die eine Modellerweiterung auf Weidenkurzumtriebsbestände ermöglichen.

Ein wesentlicher Vorteil des Ertragsschätzers besteht darin, dass er für Pappel klonübergreifend verwendet werden kann. Die gegenwärtigen empirischen Leistungstafeln (u.a. HOFMANN 1995, BOELCKE 2004, BUNGART et al. 2004, BURGER 2004, SCHOLZ et al. 2004), Modelle für die Ertragspotentialabschätzung (u. a. MURACH et al 2008a, ALI 2009) und ökophysiologische Modelle (z. B. DECKMYN et al. 2004) sind im Gegensatz dazu nur auf eine begrenzte Anzahl von Klonen übertragbar.

Da die Parametrisierung auf Datenmaterial basiert, dass die Bandbreite der Wuchsbedingungen der für die Anlage von Kurzumtriebsbeständen in Deutschland in Frage kommenden Standorte annähernd wiedergibt, ist der Ertragsschätzer auch diesbezüglich uneingeschränkt einsetzbar. Hinzu kommt, dass die Höhe, die oft als Bonitierungs- bzw. Pflanzenkenngröße für den Standort verwendet wird (KRAMER 1988, WENK et al. 1990), eine Eingangsvariable darstellt.

Für die Stammzahl und das Alter müssen eindeutige Grenzen definiert werden. Der Ertragsschätzer ist für Stammzahlen bis 25000 N/ha und Alter ab 3 Jahre parametrisiert. Wie aus den Ergebnissen der Modellevaluierung hervorgeht, ist die Bestimmung des Biomassevorrates für diesen Bereich mit einer hohen Präzision möglich. Außerhalb dieser Grenzen ist der Ertragsschätzer mit hohen Unsicherheiten in der Schätzgenauigkeit behaftet und daher nicht einsetzbar.

Auf das Triebalter bezogen stellt diese Einschränkung kein Problem dar, da eine Nutzung von Kurzumtriebsbeständen aus ertragsspezifischer Sicht erst ab einem Alter von 3 Jahren sinnvoll ist. Daher haben Biomasseschätzungen für einjährige Plantagen in der Praxis keine Bedeutung.

Im Gegensatz dazu wirkt sich die Stammzahlbegrenzung für die Verwendung des Ertragsschätzers nachteilig aus. Zwar sind bis zu 25000 N/ha alle für die stoffliche und energetische Nutzung in Frage kommenden Bestandesdichten in der ersten Rotation abgedeckt. Allerdings ist die Biomasseschätzung für Folgerotationen nur eingeschränkt möglich. Infolge von Mehrfachantrieben können hier die Stammzahlen auch deutlich über 25000 N/ha liegen und ist daher keine Schätzung des Biomassevorrates für diesen Bereich realisierbar.

6.4.3 Schätzgenauigkeit

Die Ergebnisse der Evaluierung zeigen, dass der Ertragsschätzer innerhalb der Modellgrenzen eine hohe Schätzgenauigkeit aufweist (vgl. 5.3.4 und 5.3.5). Für den Nutzer sind dabei nicht die Angaben zu allen Evaluierungsgrößen zwingend erforderlich. Beispielsweise haben die Treffgenauigkeit und die Präzision (Prognosestreuung) weniger Bedeutung, da sie hauptsächlich für den Vergleich der Anpassungsgüte getesteter Modelle dienen.

Die wichtigsten Kennwerte für die Schätzgenauigkeit des Ertragsschätzers können wie folgt zusammengefasst werden:

Ø Der Biomassevorrat lässt sich mit einer durchschnittlichen Differenz zwischen Schätz- und Realwert von 7 % schätzen (*Bias/Verzerrung*). Es kommt damit zu keiner systematischen Über- oder Unterschätzung.

Ø Die maximalen relativen Abweichungen zwischen Schätz- und Realwert betragen +/- 40 %.

Ø 95 % der Varianz der realen Biomassen sind mit dem Modell erklärbar ($R^2 = 0,95$).

Hierbei sei ausdrücklich darauf verwiesen, dass die Angaben nur bei Anwendung des Ertragsschätzers innerhalb des für die Parametrisierung verwendeten Datenbereichs (d.h. Bestandesdichten von < 25000 N/ha und Alter von ≥ 3 Jahre) gelten!

Da die Modellevaluierung auf zwei verschiedenen Datensätzen basiert, unterliegen die Werte einer hohen statistischen Sicherheit. Hinzu kommt, dass für die Beurteilung der Schätzgenauigkeit der höhere Wert der Evaluierungsgrößen beider Datensätzen angegeben wurde. Im Fall der Bias (Verzerrung) handelt es sich um den bei der Evaluierung mit dem unabhängigen Datensatz erhaltenen Wert¹; die Angaben der maximalen relativen Abweichungen resultieren aus der Verwendung des Datensatzes für die Parametrisierung.

Die angegebenen Kennwerte haben keinen Anspruch auf Allgemeingültigkeit. Da der Ertragsschätzer einer sehr kritischen Güteprüfung unterzogen wurde, ist es jedoch eher unwahr-

¹ Erklärung:

Wert der Bias bei der Evaluierung mit dem für die Parametrisierung genutzten Datensatz:	e % = -1,6,
mit unabhängigen Datensatzes bei Stammzahlen < 25000 und Alter ≥ 3 Jahre:	e % = 7,0,
Angabe der größeren Abweichung als Kennwert für die Schätzgenauigkeit:	also e % = 7,0.

scheinlich, dass bei Anwendung innerhalb der Modellgrenzen höhere Abweichungen auftreten.

Vergleich der Schätzgenauigkeit mit Modellen anderer Autoren

Die Schätzgenauigkeit stellt ein wichtiges Kriterium dar, um den Ertragsschätzer im Kontext zu anderen Modellansätzen für die Ertragsbestimmung in Kurzumtriebsbeständen bewerten zu können. Allerdings ist ein Vergleich aufgrund der geringen Anzahl der Modelle, die sich zudem noch in der Art ihrer Charakteristika unterscheiden, nicht ohne weiteres möglich. Demzufolge basieren die Modellevaluierungen meist auf verschiedenen Größen und Datensätzen, die in Umfang bzw. Zusammensetzung selten gleichzusetzen sind.

Beispielsweise ist bei Ertragspotentialabschätzungen (u.a. MURACH et al. 2008a) oder prozessorientierten ökophysiologischen Simulationen (DECKMYN et al. 2004) die Überprüfung der Anpassungsgüte der Modelle an die Grundgesamtheit von Interesse. Im Gegensatz zum vorliegenden Ertragsschätzer spielt dabei die Analyse der Abweichung der Einzelwerte eine untergeordnete Rolle. Bei den meisten Modellen dieser Art wird für die Überprüfung der Anpassungsgüte kein unabhängiger zweiter Datensatz genutzt.

Unter anderem führten MURACH et al. (2008a) und DECKMYN et al. (2004) die Modellevaluierung auf der Basis des für die Parametrisierung genutzten Datensatzes durch. Als Evaluierungsgröße wurde das Bestimmtheitsmaß R^2 verwendet. Bei MURACH et al. (2008a) sind dabei immerhin 93 % der Varianz der Atrobiomasseleistung durch das Modell erklärbar.

Vergleicht man dazu den Wert des Bestimmtheitsmaßes bei der Evaluierung des Ertragsschätzers anhand des Parametrisierungsdatensatzes liegt dieser mit $R^2 = 0,95$ etwas höher und weist auf eine geringfügig bessere Anpassungsgüte hin.

Empirische Leistungstafeln stellen wiederum keine Modelle im eigentlichen Sinn dar, da sie lediglich auf real gemessenen Werten beruhen. Daher sind sie für eine Gegenüberstellung mit der Schätzgenauigkeit des Ertragsschätzers weniger geeignet.

Ein Vergleich ist mit dem Modell für die Ertragspotentialabschätzung von ALI (2009) möglich, da beide Modelle anhand eines gleichen unabhängigen Datensatzes evaluiert wurden (ALI und HARTMANN 2009). Dieser setzte sich aus Werten von 11 Versuchsflächen zusammen, die ein breites Standort- Klon-, Alters- und Stammzahlspektrum repräsentieren. Als Evaluierungsgrößen dienten das Bestimmtheitsmaß der Ausgleichsfunktion zwischen den tatsächlichen und geschätzten Biomassen sowie die mittlere relative Abweichung zwischen Real- und Schätzwert (Bias/Verzerrung).

Wie aus Abbildung 6-3 hervorgeht bestehen deutliche Unterschiede in der Schätzgenauigkeit. Während beim Ertragsschätzer immerhin fast 98 % der Varianz der tatsächlichen Biomassen durch die geschätzten Werte erklärt werden, sind es beim Modell von ALI nur 73 %.

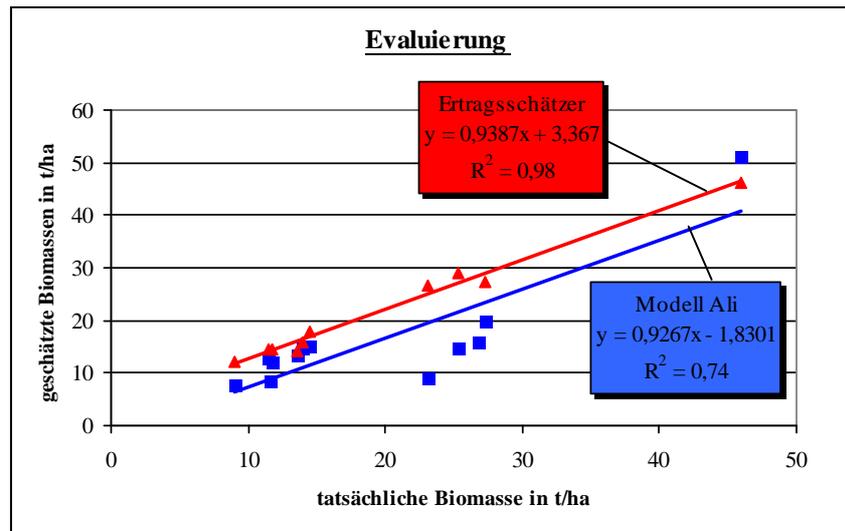


Abb. 6-3: Gegenüberstellung der Schätzgenauigkeit des Ertragsschätzers mit dem Modell für die Ertragspotentialabschätzung von ALI (2009).

Für die Bias konnten ebenfalls größere Differenzen festgestellt werden. Die mittleren relativen Abweichungen zwischen Real- und Schätzwert liegen bei ALI mit $\bar{e} \% = -16,7$ fast doppelt so hoch wie beim Ertragsschätzer ($\bar{e} \% = 6,5$).

Der Unterschied in der Vorhersagegenauigkeit ist erklärbar. ALI (2009) schätzt die Höhe über einen zusätzlichen Modellschritt. Im Gegensatz dazu muss die Höhe beim Ertragsschätzer gemessen werden, ist also ein realer Wert. Das Modell von ALI, hat damit den Vorteil, dass keine zusätzlichen Eingangsgrößen aufgenommen werden müssen. In Folge dessen ist jedoch auch die Schätzgenauigkeit im Vergleich zum Ertragsschätzer geringer.

Der Vergleich des Ertragsschätzers mit den Modellen anderer Autoren lässt den Schluss zu, dass dessen Schätzgenauigkeit im oberen Bereich angesiedelt ist und teilweise deutlich höher liegt. Eine Gegenüberstellung ist aber aufgrund der eingangs dargelegten Problematik schwierig (verschiedene Modellcharakteristika usw.) und kann daher nur als Anhaltspunkt dienen.

6.5 Ausblick

Potentiale für die Weiterentwicklung des Ertragsschätzers

Mit dem Ertragsschätzer wurde erstmals ein empirisches Modell für die zerstörungsfreie Bestimmung des flächenbezogenen Biomassevorrats in Kurzumtriebsbeständen entwickelt. Die Parametrisierung stützt sich auf das zum Zeitpunkt der Untersuchungen zur Verfügung stehende Datenmaterial. Deshalb ist durch die Verwendung zusätzlicher Datensätze sowohl eine Verbesserung der Anpassungsgüte als auch die Erweiterung des Anwendungsbereichs möglich. Da die Schätzgenauigkeit derzeit schon als hoch eingestuft werden kann, sollte bei weiterführenden Modellierungen der Fokus insbesondere auf die Einbeziehung höherer Bestan-

desdichten gerichtet werden, wobei unbedingt Daten von Folgerotationen Berücksichtigung finden müssen. Im Rahmen verschiedener Projekte wie beispielsweise AGROWOOD, DENDROM, FASTWOOD, ProLOG (FNR 2010), die sich mit dem Wachstum von Kurzumtriebsbeständen befassen, wurden mittlerweile eine Vielzahl zusätzlicher Versuchsfelder mit hohen Bestandesdichten und Mehrfachrotationen angelegt, so dass die dafür nötige Datenbasis zur Verfügung stehen würde.

Die auf dem derzeitigen Ergebnistand aufbauenden Untersuchungen für die Weiterentwicklung des Ertragsschätzers sollten ferner darauf ausgerichtet sein zu testen, ob die gegenwärtig erforderlichen Geländeaufnahmen zur Ermittlung der Einflussgrößen insbesondere der Mittelhöhe (hm) weiter reduziert werden können. Da es sich bei Kurzumtriebsplantagen um sehr homogen strukturierte Bestände handelt, liegt die Vermutung nahe, dass für die Bestimmung von hm nicht die Aufnahme von 25 über das Durchmesserspektrum verteilten Bäumen zur Konstruktion der Bestandeshöhenkurve notwendig ist sondern weniger Triebe ausreichen. Zudem könnte statistisch geprüft werden, ob die Mittelhöhe überhaupt auf der Grundlage von Höhenfunktionen ermittelt werden muss. So wäre zu prüfen, ob sich hm auch aus dem Mittelwert der Höhen von fünf oder mehr Bäumen, die die Dimension des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes aufweisen, mit einer hinreichend genauen statistischen Sicherheit schätzen lässt. Dies würde den Arbeitsaufwand im Gelände wesentlich reduzieren.

Zur Bestimmung des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes (dg) ist ein deutlich geringerer Stichprobenumfang notwendig als zunächst vermutet. Da es sich bisher jedoch lediglich um eine Pilotstudie handelt, müssen diese Ergebnisse unbedingt durch zusätzliche Untersuchungen auf eine breitere statistische Basis gestellt werden.

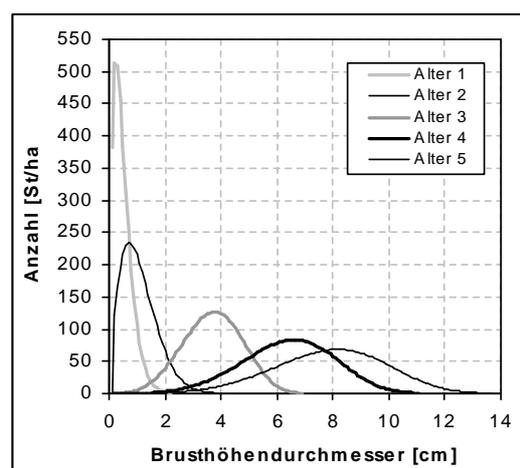


Abb. 6-4 Modellierung der Stammzahl-Durchmesserverteilung mit der Weibull-Funktion am Beispiel von Pappelklon Max 4, Versuchsfeld Methau I, Stammzahl 3500/ha. (nach RÖHLE et al. 2006).

Abschließend sei noch auf einen anderen Ansatzpunkt für die Weiterentwicklung des Ertragsschätzers verwiesen, dessen Umsetzung jedoch in einem weiten zeitlichen Kontext steht. Un-

tersuchungen von RÖHLE et al. (2006) zeigen, dass sich die zur Entwicklung von Ertragsmodellen bedeutsame Modellierung der Stammzahl-Durchmesserverteilung nach der von v. GADOW (1987) vorgeschlagenen Methode mit der Weibull-Verteilung erfolgreich in Pappel-Kurzumtriebsbeständen einsetzen lässt (Abb. 6-4). Bestätigt sich das bei weiteren Auswertungen könnten, Stammzahl-Durchmesserverteilungen für höhere Alter fortgeschrieben werden. Hierfür müsste die Modellierung klonspezifisch auf einer breiten Datenbasis erfolgen.

Einsatzbereiche des Ertragsschätzers

Zum Schluss dieser Arbeit soll ein kurzer Ausblick für weitere Einsatzmöglichkeiten des Ertragsschätzers gegeben werden.

Der Ertragsschätzer wurde dazu entwickelt, dem Praktiker eine Schätzhilfe anzubieten mit der er jederzeit schnell und zerstörungsfrei den flächenbezogenen Biomassevorrat auf seiner Kurzumtriebsfläche bestimmen kann. Es ist aber auch eine weiterführende Verwendung auf wissenschaftlichem Gebiet denkbar.

Beispielsweise könnte die Erstellung empirischer Leistungstafeln wesentlich vereinfacht werden. Mit Hilfe des Ertragsschätzers wäre es möglich, auf der mittlerweile sehr großen Anzahl von Versuchsfeldern den Biomassevorrat ohne großen Arbeitsaufwand zu erheben. Dadurch könnten in relativ kurzer Zeit vielfältige Standort- Leistungs-Beziehungen hergeleitet werden. Darauf aufbauend wäre dann eine Zusammenfassung der Daten in Tabellenwerken ähnlich denen der forstlichen Ertragstafeln vorstellbar.

Ebenso könnte geprüft werden, ob die Verknüpfung mit anderen Wachstumsmodellen realisierbar ist. Damit wäre theoretisch möglich, die jeweils bestehenden Modellgrenzen zu erweitern. Hier sei als Beispiel auf das Modell von ALI (2009) verwiesen. Darin wird über einen Schritt die Oberhöhe über verschiedene Standortvariablen geschätzt. Da Oberhöhe (ho) und Mittelhöhe (hm) in Kurzumtriebsbeständen mit $r^2 = 0,98$ sehr straff miteinander korreliert sind (ALI 2009) könnte ohne zusätzliche Erhebungen hm bestimmt werden. Die Mittelhöhe ist wiederum eine Eingangsgröße für den Ertragsschätzer über die beide Modelle miteinander koppelbar wären. Da die Biomasseschätzung bei ALI lediglich für eine begrenzte Klonanzahl bzw. sehr eingeschränkte Stammzahlbereiche möglich ist, könnten dann mit Hilfe des Ertragsschätzers für fehlende Klone und Bestandesdichten standortbasierte Leistungsschätzungen durchgeführt werden.

Beide Beispiele zeigen, welche Potentiale für Untersuchungen zum Wuchsverhalten in Kurzumtriebsbeständen bestehen und unterstreichen die Bedeutung weiterführender Forschungsarbeiten auf diesem Gebiet.

7 Zusammenfassung

-Zielstellung-

Bisherige Verfahren zur Ertragsbestimmung von schnellwachsenden Baumarten im Kurzumtrieb sind entweder mit einem hohen Zeit- und Arbeitsaufwand verbunden und/oder haben destruktiven Charakter. Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit der Entwicklung eines leicht anwendbaren, zerstörungsfreien und übertragbaren Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Pappel. Die sich daraus ableitenden Ziele lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- *Bereitstellung einer fundierten Datenbasis* als Grundlage für die Modellentwicklung;
- *Statistische Analysen* zur Modellierung von Biomasseerträgen;
- *Herleitung eines Basismodells* für die flächenbezogene Biomassebestimmung;
- *Überführung des Basismodells* in einen praxistauglichen Ertragsschätzer.

-Material und Methoden-

Entsprechend der Zielsetzung ergaben sich zwei Hauptarbeitsfelder:

- Etablierung eines standardisierten Verfahrens bei der Datenaufnahme und Selektion von Datensätzen für die Modellierung nach definierten Auswahlkriterien;
- Untersuchungen zu Ansätzen für die Modellentwicklung sowie Test und Evaluierung verschiedener Modelle.

Grundlage für den Ertragsschätzer bildete eine Versuchsflächendatenbank, die gestützt auf umfangreichem Datenmaterial aus eigenen Erhebungen und den Aufnahmeergebnissen anderer Institutionen entwickelt wurde. Die Aufnahme aller darin erfassten Daten erfolgte einheitlich nach der Regressionsmethode. Dabei werden Probeflächen in einen Bestand gelegt, die $d_{1,3}$ aller Individuen ermittelt und über das gesamte Durchmesserpektrum verteilte Bäume geerntet sowie deren Frisch- und Trockengewicht bestimmt. Kernstück bildet die Herleitung von Biomassefunktionen, anhand derer die flächenbezogenen Hektarwerte ermittelt werden. Dazu wird das Atrogewicht der entnommenen Probebäume (ermittelt nach Trocknung bei $103\text{ °C} \pm 2\text{ K}$) in Beziehung zu einer oder mehreren leicht messbaren Größen (z. B. Durchmesser oder Höhe) gesetzt und regressionsanalytisch ausgeglichen.

Um die Voraussetzung für die Anwendung statistischer Analyseverfahren zu erfüllen, wurden für die Modellierung Daten von Klonen verwendet, die auf mehreren Versuchsfeldern in unterschiedlichen Pflanzverbänden und verschiedenem Alter verfügbar waren. Der für die Modellparametrisierung selektierte Datensatz spiegelt ein weites Alters- (3/3 - 10/10 Jahre), Höhen- (3,0 m - 16,0 m), Stammzahl- (1000 N/ha - 25000 N/ha) und Leistungsspektrum ($0,2\ t_{\text{atro}}/[\text{ha}\cdot\text{a}] - 23,5\ t_{\text{atro}}/[\text{ha}\cdot\text{a}]$) wider. Die Versuchsfelder und ihre regionale Verteilung decken die Bandbreite der Wuchsbedingungen der für die Anlage von Kurzumtriebsbeständen

in Deutschland in Frage kommenden Standorte mit Höhenlagen von 120 m bis 650 m ü. NN, mittleren jährlichen Niederschlägen von 450 mm bis 1300 mm, mittlerer jährlicher Temperaturen von 7 °C bis 10 °C und Ackerwertzahlen von 30 - 70 ab. Für die Modellevaluierung wurde ein zusätzlicher unabhängiger Datensatz mit ähnlichen Merkmalausprägungen genutzt.

Die Untersuchungen zu Grundlagen der Modellentwicklung und der Test verschiedener Modellansätze erfolgten auf der Basis von Korrelations- und Regressionsanalysen, Signifikanztests und Varianzanalysen. Für die Prüfung der Schätzgenauigkeit wurden fünf Evaluierungskenngrößen verwendet:

- Bestimmtheitsmaß der Ausgleichsfunktion zwischen Real- und Schätzwerten;
- relative Abweichungen zwischen Real- und Schätzwerten;
- Bias (Verzerrung);
- Präzision (Prognosestreuung);
- Treffgenauigkeit.

-Ergebnisse-

Die Ergebnisse können in drei Teile gegliedert werden. Der erste Teil beinhaltet die Entwicklung von Ansätzen für die Modellfindung. Dazu erfolgte:

- die Bestimmung von Dimensionsgrößen, die als Erklärungsvariablen in Regressionsmodellen zur Biomasseschätzung verwendet werden können;
- der Test verschiedener Funktionstypen, die eine befriedigende Anpassung an das Datenmaterial erlauben;
- die Festlegung einer Standard-Biomassefunktion;
- sowie die Prüfung der Parameterfortschreibung in Abhängigkeit von signifikanten Einflussgrößen.

Die Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Eine Vielzahl von Funktionstypen beschreiben mit einer hohen Anpassungsgüte die Beziehung zwischen Einzelbaumbiomasse und verschiedenen Dimensionsgrößen ($R^2 > 0,85$). Die Berücksichtigung der Baumhöhe oder des h/d -Verhältnis führt allerdings zu keiner signifikanten Steigerung des Bestimmtheitsmaßes.
- Die allometrische Gleichung $b = a_0 * d^{a1}$, die mit dem Durchmesser nur eine Eingangsgröße erfordert, wird als Standard-Biomassefunktion festgelegt.
- Nach Prüfung verschiedener Durchmesser (in 0,1 m, 0,6 m und 1,3 m Baumhöhe) kann die Verwendung des $d_{1,3}$ uneingeschränkt empfohlen werden.
- Zwischen dem $d_{1,3}$ und dem Durchmesser in 0,1 m am Schaftanlauf bestehen enge regressionsanalytische Beziehungen ($R^2 > 0,96$).

- Die Koeffizienten a_0 und a_1 der allometrischen Funktion weisen keine statistisch gesicherten Unterschiede zwischen den untersuchten Klonen auf. Vielmehr sind signifikante Einflüsse sowohl der Bestandesmittelhöhe (hm) als auch der Bestandesdichte (N) auf die Koeffizienten belegbar.
- Die Parameter a_0 und a_1 lassen sich über Regressionsfunktionen in Abhängigkeit der Bestandesmittelhöhe mit einer Genauigkeit von $R^2 = 0,55$ bzw. $R^2 = 0,64$ schätzen. Für die Bestandesdichte liegen minder straffe Beziehungen von $R^2 = 0,34$ bzw. $R^2 = 0,27$ vor.
- Zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 besteht eine straffe korrelative Beziehung ($R^2 = 0,88$). Ein Parameter kann damit mit hoher statistischer Sicherheit über den anderen ermittelt werden.

Der zweite Ergebnisteil umfasst die Prüfung und Evaluierung verschiedener auf den o. g. Zusammenhängen aufbauender Modelle. Grundlage bildet die Festlegung einer Basisgleichung zur Berechnung des flächenbezogenen Biomassevorrates. Hierin werden die Parameter der Biomassefunktion in Abhängigkeit der signifikanten Einflussgrößen Bestandesmittelhöhe und Bestandesdichte geschätzt. Die Koeffizientenermittlung erfolgte dabei modellspezifisch separat über eine Einflussgröße oder die Verknüpfung beider Einflussgrößen. Folgende Ergebnisse wurden erhalten:

- Die Gleichung: $BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$ Mit N = Stammzahl pro Hektar bzw. Bestandesdichte
 dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in cm
 a_0, a_1 = Parameter der Biomassefunktion
 wird als Basisgleichung für die Ermittlung des flächenbezogenen Biomassevorrates (BM) festgelegt.
- Zwischen den Modellen für die Parameterbestimmung bestehen deutliche Unterschiede in der Anpassungsgüte. Die Modellevaluierung ergab in Abhängigkeit der Treffgenauigkeit (m_x %) nachstehende Rangfolge:
 - Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über „Regressionskurvenfächer“ (m_x % = 26,9);
 - Parameterbestimmung über die Bestandesdichte (m_x % = 29,4);
 - Parameterbestimmung durch Verknüpfung von hm/N über Formeln (m_x % = 33,0);
 - Parameterbestimmung über die Mittelhöhe (m_x % = 41,0).
- Die Biomasseschätzung auf der Basis der Parameterbestimmung durch Verknüpfung von Bestandesmittelhöhe und Bestandesdichte über „Regressionskurvenfächer“ wird aufgrund der größten Schätzgenauigkeit bei gleichzeitig einfach strukturiertem Aufbau als Basismodell bestimmt.

Der dritte Teil der Ergebnisse beinhaltet die Überführung des Basismodells in einen praxistauglichen Ertragsschätzer. In einer Pilotstudie wird nachgewiesen, dass eine deutliche Reduzierung des Umfangs der Durchmessererhebung in Abhängigkeit von der Standorthomogenität möglich ist. Außerdem erfolgt eine detaillierte Beschreibung der für die Erhebung der Eingangsgrößen N , dg und hm notwendigen Aufnahmen und Berechnungen. Zusätzlich wird der Einsatz des Ertragsschätzers am Praxisbeispiel erläutert.

Auf der Basis der Evaluierung mit dem für die Parametrisierung verwendeten und einem zusätzlichen unabhängigen Datensatz werden die Einsatzbereiche des Ertragsschätzers klar definiert. Er ist klonübergreifend für Triebalter ≥ 3 Jahre und Bestandesdichten bis maximal 25000 N/ha einsetzbar. Die wichtigsten Kennwerte zur Beurteilung der Schätzgenauigkeit bei Anwendung innerhalb dieser Modellgrenzen können wie folgt zusammengefasst werden:

- Der Biomassevorrat lässt sich mit einer durchschnittlichen Differenz zwischen Real- und Schätzwert von 7,1 % schätzen (Bias). Es kommt damit zu keiner systematischen Über- oder Unterschätzung.
- Die maximalen relativen Abweichungen zwischen Real- und Schätzwerten können höchstens +/- 40 % betragen.
- 94 % der Varianz der tatsächlichen Biomassewerte sind mit dem Ertragsschätzer erklärbar (Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,94$).

"Construction of a yield estimation model for short rotation forestry with poplar"

Summary

- Objectives -

Reliable yield estimation in short rotation forestry with fast growing tree species usually requires high inputs of time and labor and/or is based on the destruction of trees. The aim of this study was to establish a set of methods for yield estimation in poplar short rotation stands which is easily applicable, non-destructive, and transferable. This overall goal could be achieved by the following sequence of operations:

- *Compilation of a profound data base for model development;*
- *Statistical analyses as contributions to estimate biomass production;*
- *Derivation of a basic algorithm to predict biomass production per area unit;*
- *Transformation of the basic algorithm into a yield model fit for application in the field.*

- Material and methods -

Two main fields of research were derived from the aim of the study:

- Establishment of a standardised process of data collection and criteria-based selection of data sets for modelling;
- Investigations into modelling approaches, tests and evaluation of different models.

The formulation of the yield model was based on a trial plot data bank which combined the outcome of trial plots set up by the author and the results of investigations conducted by partner institutions. All data were sampled following to the so-called regression method. This approach comprises the establishment of sample plots in the stands under investigation, the measurement of *dbh* (diameter at breast height) on all trees in the sample plots, the harvest of sample trees selected over the whole diameter range, and the determination of their fresh and kiln-dry weight.

As a central part of the investigations, biomass estimation functions were derived from regression analyses of the relation between dry weight (kiln-drying at 103.5 °C +/- 2 K) and one or more parameters that could easily be measured (*dbh* and/or height) of the sample trees. The biomass functions together with sample plot size were used to estimate yield per hectare.

To meet the requirements for viable statistic analyses, modelling was based upon data of poplar clones from a number of trial stands with different spacing patterns and at varying age. The data set selected for model parameterization covers a wide range of values for age (3/3 to 10/10 years), height (3 to 16 meters), stem number per hectare (1,000 to 25,000), and productivity in dry weight of average biomass increment per year and hectare (0.2 tons to 23.5 tons).

The characteristics of the trial stands and their regional distribution represent the range of site conditions prevalent in those areas in Germany that are suitable for short rotation forestry: Height above sea level varies from 120 to 650 meters, annual precipitation sum from 450 to 1,300 millimetres, mean annual temperature from 7 to 10 °C and site index ("Ackerwertzahl") from 30 to 70. A second and independent data set with similar parameters was used for model evaluation. Development and testing of different model approaches were based upon the results of analyses of correlation and regression, tests of significance, and analyses of variation. The quality of estimation was assessed by evaluating five statistical parameters:

- coefficient of determination between observed and predicted values;
- relative differences between observed and predicted values;
- bias of the estimation function;
- precision (variance of prediction);
- accuracy of prediction as derived from the combination of bias and precision.

- Results -

The first part of the results concentrates on the development of suitable modelling approaches which required the following activities:

- determination of tree parameters to be used as independent variables in regression models for estimating biomass production;
- tests of various types of regression functions for goodness of fit to the given data base;
- definition of a standard function for estimating biomass production;
- analyses of the effect of significant influence factors on the opportunities to model the behaviour of function parameters.

The outcome of these investigations may be summarized as follows:

- A wide array of functions can be used to adequately describe the relations between tree biomass and tree dimensions with high coefficients of determination ($R^2 > 0.85$). The integration of tree height or height-to-diameter-ratio into the respective models did not significantly improve this high level of representation.
- The allometric equation $b = a_0 * d^{a_1}$ which only requires one parameter ($d = \text{diameter}$) proved to be most suitable for the given data set and is thus defined as the standard function for biomass production estimation.
- Comparative analyses of different diameters (at heights of 0.1 m, 0.6 m and 1.3 m) showed that *dbh* can be proposed unrestrictedly for the construction of biomass functions.
- There is a close stochastic relation between *dbh* and diameter at the stem base (0.1 m) with $R^2 > 0.96$.

- The coefficients a_0 and a_1 of the allometric function do not show any statistically significant differences between the analyzed clones. There are, however, significant effects of mean stand height (hm) and stand density (N) on the values of both coefficients.
- The values of a_0 and a_1 may be estimated by regression functions with hm as independent variable at $R^2 = 0.55$ and $R^2 = 0.64$, respectively. The stochastic relation between the coefficients and stand density N is less close with $R^2 = 0.34$ and $R^2 = 0.27$, respectively.
- Because of the close statistical relation between a_0 and a_1 with $R^2 = 0.88$, one coefficient may be reliably derived from the other.

The second part of the results relates to the tests and evaluation of different models based upon the findings described above including the definition of a standard equation for estimating biomass production per area unit. The coefficients of this equation are predicted in dependence from the significant factors "mean stand height" and "stand density", first separately for each independent variable and then for the combination of both. This led to the following outcome:

- The equation $BM = \frac{N * a_0 * dg^{a_1}}{1000}$ with N = stem number per hectare, i.e. stand density
 dg = dbh of mean basal area stem in cm
 a_0, a_1 = coefficients
 wird is set as standard function for estimating standing biomass per area unit (BM).
- The various models for coefficient determination differ significantly in goodness of fit. Model evaluation based upon accuracy of prediction (m_x %) led to the following ranking of estimation methods:
 1. combination of hm and N in a "fan-shaped" set of regression curves (m_x % = 26,9);
 2. derivation from stand density alone (m_x % = 29,4);
 3. combination of hm and N by means of suitable equations (m_x % = 33,0);
 4. derivation from mean stand height alone (m_x % = 41,0).
- Biomass prediction based upon estimated coefficients derived from a "fan-shaped" set of regression curves is proposed to be applied as the standard method because of its simple model structure and highest accuracy.

The third part of the results describes the transfer of the standard method into a model for biomass yield estimation that is suitable for general application in the field. A pilot study was used to show that – depending on site homogeneity – the proposed model may significantly reduce the amount of diameter measurements required for reliable estimations. Data collection and calculation details necessary to obtain statistically sound estimates of N , dg , and hm are also described by means of this example. Finally, the pilot study was used to demonstrate the practical application of the proposed standard method for biomass yield estimation.

The range of possible applications of the yield estimator is defined by the data base used for parameterization and by an additional independent data set: The model is suitable for all clones with shoots are older than two years and stand density does not exceed 25,000 shoots per hectare.

The accuracy of prediction within these limits can be assessed on the basis of the following characteristics:

- The model does not lead to any significant over- nor underestimation of biomass production. The mean relative difference between predicted and observed values (bias) is 7.1 %.
- The highest relative differences between predictions and observed data do not exceed +/- 40 %.
- 94 % of the variance in the observed biomass production values can be explained statistically by the proposed estimation model (coefficient of determination $R^2 = 0.94$).

8 Literatur

Abkürzungen

AFJZ	Allgemeine Forst- und Jagdzeitung
Agric. For. Meteorol.	Agricultural and Forest Meteorology
Can. J. For. Res.	Canadian Journal of Forest Research
Cbl. f. d. ges. Forstw.	Centralblatt für das gesamte Forstwesen
For. Ecol. Manag.	Forest Ecology and Management
Forstw. Cbl.	Forstwissenschaftliches Zentralblatt
For. Sc.	Forest Science
Ecosyst. Environ.	Ecosystem Environment
Int. J. Biometeorol.	International Journal Biometeorologie

AG BODEN 1996: Bodenkundliche Kartieranleitung. E. Schweizerbart'sche Verlagsbuchhandlung, Hannover.

AGROWOOD 2006: AGROWOOD I – Anbau, Ernte und Verwertung schnellwachsender Baumarten auf landwirtschaftlichen Flächen in der Region Freiberg und im Schradenland – Bewertung und Optimierung regionaler Kreisläufe. Zwischenbericht.

ALI, W. 2005: Assessment of Growth and Biomass Production in Short Rotation Stands of Poplar in Saxony. MSc thesis, TU Dresden, Tharandt, Institute of forest growth and computer science in forestry.

ALI, W. 2007: Estimation of Production Potential of Short Rotation Forestry on Agricultural Land of Saxony. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde, Alsfeld-Eudorf 2007, Tagungsband: 101-105.

ALI, W. 2009: Modelling of Biomass Production Potential of Poplar in Short Rotation on Agricultural Lands of Saxony, Germany. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.

ALI, W.; HARTMANN, K-U. 2009: Modellvergleich. Unveröffentlichter Arbeitsbericht. TU Dresden.

ALMEIDA, A.C.; LANDSBERG, J.J.; SANDS, P.J.; AMBROGI, M.S.; FONSECA, S.; BARDDAL, S.M.; BERTOLUCCI, F.L. 2004: Needs and opportunities for using a process-based productivity model as a practical tool in Eucalyptus plantations. *Forest Ecol. Manag.* 193: 167-177.

BATTAGLIA, M.; SANDS, P.J. 1998: Process-based forest productivity models and their application in forest management. *Forest Ecol. Manage.* 102: 13-32.

BEMMANN, A.; GROBE, W.; KÖCHER, R.; KUNIS, R.; IBLEIB, M. 1996: Naturnahe Flächenbewirtschaftung zur energetischen Nutzung von Biomasse aus dem Forst- und Agrarbereich / Schaffung von Referenzobjekten im Regierungsbezirk Chemnitz. Unveröffentlichter Forschungsbericht des Lehrstuhles für Forst- und Holzwirtschaft Osteuropa an der TU Dresden.

BEMMANN, A.; FEGER, K.-H.; GEROLD, D.; GROBE W.; HARTMANN, K.-U.; PETZOLD, R.; RÖHLE, H.; SCHWEINLE, J.; STEINKE, C. 2007: Kurzumtriebsplantagen auf landwirtschaftlichen Flächen in der Region Großhain im Freistaat Sachsen. *Fortsarchiv* 79: 95-101.

BLACK, B.A.; ABRAMS, M.D. 2003: Use of boundary-line growth patterns as a basis for dendrochronological release criteria. *Ecological Applications*, 13(6): 1733-1749.

BMELV (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ.) 2006: Die EU-Agrarreform-Umsetzung in Deutschland. Ausgabe 2006.

BMU (BUNDESMINISTERIUMS FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT) 2005: 1. Verordnung über die Erzeugung von Strom aus Biomasse (Biomasseverordnung – BiomasseV). S. 1-5.

- BMU (BUNDESMINISTERIUMS FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT) 2007: Erneuerbare Energien sichern das Klimaschutzziel. Pressemitteilung 055/07.
- BMU (BUNDESMINISTERIUMS FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT) 2007a: Entwicklung der erneuerbaren Energien im Jahr 2006 in Deutschland. BMU KI III 1.
- BMU (BUNDESMINISTERIUMS FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT) 2007b: Richtlinien zur Förderung von Maßnahmen zum Ausbau erneuerbarer Energien. Stand 12. Januar 2007, S. 1-11.
- BOELCKE, B. 2004: Feste nachwachsende Energieträger – Ertragsbildung von schnellwachsenden Baumarten im Kurzumtrieb unter den Anbaubedingungen in Mecklenburg-Vorpommern. Forschungszwischenbericht.
- BOELCKE, B. 2006: Ertragspotential und Ertragsaufbau von Weiden Spec. in Kurzumtriebsplantagen. In Tagungsband 1. Fachtagung Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Tharandt/Sachsen: 51-56.
- BOND-LAMBERTY, B.; WANG, C.; GOWER S.T. 2002: Aboveground and belowground biomass and sapwood area allometric equations for six boreal tree species of northern Manitoba. *Can. J. For. Res.* 32(8): 1441 – 1450.
- Bortné, R. 2004: Wuchsleistung von Pappelbeständen in den Sächsischen Forstämtern Wermisdorf und Tharandt Bachelorarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- BOTKIN, D.B.; JANK, J.F.; WALLIS, J.R. 1972: Some ecological consequences of a computer model of forest growth. In: *Journal of Ecology*: 849-872.
- BUNGART, R.; PREUBNER, K.; HÜTTL F. 2004: Schnellwachsende Baumarten in der Bergbaufolgelandschaft. *AFZ-Der Wald* 5/2004: 232-237.
- BURGER, F. 2004: Technologie und Ökologie des Anbaus und der Ernte von Feldholz. *Bornimer Agrartechnische Berichte* 35: S. 61-74.
- BURGER, F.; Remler, N.; SCHIRMER, R.; SINNER, H.-U. 1996: Schnellwachsende Baumarten, ihr Anbau und ihre Verwertung, LWF-Bericht Nr. 8.
- CAMPBELL, J.S.; LIEFFERS, V.J.; PIELOU, E.C. 1985: Regression equations for estimating single tree biomass of trembling aspen: assessing their applicability to more than one population. *Forest Ecology and Management* 11: 283-295.
- DEBELL, D.S.; CLENDENEN, G.W.; HARRINGTON, C.A.; ZASADA, J.C. 1996: Tree growth and stand development in short rotation *Populus* plantings. *Biomass Bioenergy* 4: S. 305-313.
- DEFRA (Department for Environment, Food and Rural Affairs) 2003: Yield Models for the Energy Coppice of Poplar and Willow. Project Summary (Phase 4), unveröffentlicht. (website: www.defra.gov.uk).
- DE PURY, D.G.G.; FARQUAR, G.D. 1997: Simple scaling of photosynthesis from leaves to canopies without the errors of big-leaf models. *Plant, Cell and Environment* 20 (2000): 537-557.
- DIN (DEUTSCHES INSTITUT FÜR NORMUNG E.V.) (Hrsg.) 1977: DIN 52183, November 1977. Prüfung von Holz; Bestimmung des Feuchtigkeitsgehaltes. Berlin, Beuth Verlag GmbH, 2 S.
- DVFFA (DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN) 1993: Normen der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten zur Aufbereitung von waldwachstumskundlichen Dauerversuchen. Tagungsberichte der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten in Unterreichenbach-Kapfenhardt.
- DVFFA (DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN) 2007: Protokoll zur Tagung des Arbeitskreises Biomasse in Göttingen am 19.07.07. unveröffentlicht.

- DECKMYN, G., MUYS, B., QUIJANO, J.G., CEULEMANS, R. 2004: Carbon sequestration following afforestation of agricultural soils: comparing oak/beech forest to short-rotation poplar coppice combining a process and a carbon accounting model. *Global Change Biology* 10: 1482-1491.
- ECKERSTEN, H. 1994: Modelling daily growth and nitrogen turnover for a short rotation forest over several years. *For. Ecol. Manag.* 69: 57-72.
- ECKERSTEN, H.; NORONHA-SANNERVIK, A.; TORSELL, B.; NYMAN, P. 2006: Modelling radiation use, water and nitrogen in willow forest. Report from the Department of Crop Production Ecology (VPE), No. 2, Swedish University of Agricultural Sciences (SLU).
- EEG (ERNEUERBARE ENERGIEN GESETZ) 2004: Gesetzestext EEG. BGBl. Teil I Nr. 40 v. 31.07.2004, S. 1918 ff.
- FARQUHAR, G.D.; CAEMMERER, S.; BERRY, J.A. 1980: A biochemical model of photosynthetic CO₂ assimilation in leaves of C₃ species. *Planta* 149: 78-90.
- FISHER, R.A. 1951: *The design of experiments*. Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Fisher, R.A.; Yates, F. 1949: *Statistical tables for biological, agricultural and medical research*. Oliver and Boyd, Edinburgh.
- FNR (FACHAGENTUR NACHWACHSENDE ROHSTOFFE E.V.) 2009: Angaben zu Projekten/Förderung auf der Homepage: <http://www.nachwachsenderohstoffe.de/projekte-foerderung.html>.
- FRIEDRICH, E. 1999: Anbautechnische Untersuchungen in forstlichen Schnellwuchsplantagen und Demonstration des Leistungsvermögens schnellwachsender Baumarten. In: Modellvorhaben „Schnellwachsende Baumarten“, Zusammenfassender Abschlußbericht, Schriftenreihe „Nachwachsende Rohstoffe“ 13, Landwirtschaftsverlag Münster.
- GADOW, K.v. 1987: Untersuchungen zur Konstruktion von Wuchsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. *Forstliche Forschungsberichte München*, Nr. 77.
- GELLRICH, M. 2001: Vergleich der Wuchsleistung von Weide und Pappel im Kurzumtrieb auf einer Versuchsanlage im Landkreis Ludwigslust in Mecklenburg-Vorpommern. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- GUERICKE, M. 2006: Anlage von Schnellwuchsplantagen auf landwirtschaftlichen Nutzflächen zur Erzeugung von Energieholz. Erste Erfahrungen mit dem Anbau von Weiden im Kurzumtrieb. *Forst u. Holz*, 61. Jg., 478-483.
- GUERICKE, M. 2007: Aufnahme waldwachstumskundlicher Parameter auf Kurzumtriebsplantagen als Grundlage für die Berechnung der Ertragsleistung mit Hilfe der Regressionsmethode. Unveröffentlichter Bericht zur Tagung des Arbeitskreises Biomasse des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde. Göttingen 19.07.07.
- GUTSCHE, T. 2006: Untersuchungen zum Einfluss der Witterung des Jahres 2003 auf das Wuchsverhalten von Pappeln im Kurzumtrieb am Beispiel der Versuchsfläche Skäßchen bei Großenhain/Sachsen. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- HALL, R. 2003: Short rotation coppice for energy production – hydrological guidelines. Report of the DTI New and Renewable Energy Programme, Centre for Ecology and Hydrology, <http://www.berr.gov.uk/files/file14960.pdf> (30.05.2008)
- HANEKLAUS, S.; SCHNUG, E. 2002: An agronomic, ecological and economic assessment of site – specific fertilisation. *Landbauforschung Völkenrode* 3/2002 (52): 123-133.
- HANSEN, E.A. 1991: Energy plantations in northcentral United States. *Energy Source* 13: 105-119.

- HARTMANN, K.-U. 2005: Biomassefunktionen als Grundlage zur Ertragsermittlung in Kurzumtriebsbeständen. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde, Staufen 2006, Tagungsband: 167-173.
- HASENAUER, H. 1999: Die simultanen Eigenschaften von Waldwachstumsmodellen. Berlin (Parey), 131 pp.
- HASENAUER, H. 2006. Sustainable forest management, growth models for Europe. 398 pp.
- HENRYSSON, S.; HASSELOFF, O.W.; HOFFMANN, H.J. 1965: Kleines Lehrbuch der Statistik für Naturwissenschaftler, Mediziner, Psychologen, Sozialwissenschaftler und Pädagogen. 2., neubearb. u. erw. Aufl. Berlin (De Gruyter).
- HEUER, M. 2006: Einfluss der Witterung auf die Wuchsleistung von Pappel im Kurzumtrieb am Beispiel der Versuchsfläche Thammenhain. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- HOFMANN; M.. 1995: Ertragsleistung von Pappel und Weide bei der Bewirtschaftung in kurzen Umtriebszeiten. Statusseminar Schnellwachsende Baumarten, Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e. V., S. 51-56.
- HOFMANN; M. 2005: Pappeln als nachwachsender Rohstoff auf Ackerstandorten – Kulturverfahren, Ökologie und Wachstum unter dem Aspekt der Sortenwahl. Schriftenreihe des Forschungsinstitutes für schnellwachsende Baumarten, Hann. Münden Band 8.
- HUSS, J. 1989: Leitfaden zur Anfertigung von Diplomarbeiten und Dissertationen in der Forstwirtschaft und verwandten Fachgebieten. Frankfurt a. M.: J. D. Sauerländer's Verlag.
- HYTÖNEN, J.; LUMME, I.; TÖRMÄLÄ, T. 1987: Comparison of methods for estimating willow biomass. Biomass 14, 39-49.
- IPCC (INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE) 2007: Fourth Assessment Report.
- ILSTEDT, B. 1996: Genetics and performance of Belgian poplar clones tested in Sweden. Forest Genetics 3: 183-195.
- JOHANSSON, T. 1999: Biomass equations for determining fractions of European aspen growing on abandoned farmland and some practical implications. Biomass and Bioenergy 17: 471-480.
- JOHANSSON, T. 2002: Increment and biomass in 26- to 91-year-old European aspen and some practical implications. Biomass and Bioenergy 23, 245-255.
- JOHNSON, H.; BERGSTRÖM, L.; JANSSON, P.-E.; JANSSON, K.P. 1987: Simulation of nitrogen dynamics and losses in a layered agricultural soil. Ecosystem Environment. 18: 333-356.
- JOHNSTONE, W.D.; PETERSON, E.B. 1980: Above-ground component weights in Alberta Populus stands. Canadian Forestry Service, Northern Forest Research Station, Edmonton, 18 S.
- JORGENSEN, U.; SCHELDE, K. 2001: Energy crop water and nutrient use efficiency - prepared for the International Energy Agency IEA Bioenergy Task 17, Short Rotation Crops. Danish Institute of Agricultural Sciences (DIAS), Department of Crop Physiology and Soil Science, <http://www.p2pays.org/ref/17/16275.pdf> (30.05.2008)
- KAJFEZ-BOGATAJ, L. 1990: Photosynthetic model for predicting net willow stand production. Agric. For. Meteorol., 50: 75-85.
- KARACIC, A.; VERWIJST, T.; WEIH, M. 2003: Above-ground Woody Biomass Production of Short-rotation Populus Plantations on Agricultural Land in Sweden. Scand. J. For. Res. 18: 427-437.
- KARACIC, A. 2005: Production and Ecological Aspects of Short Rotation Poplars in Sweden. Doctoral Thesis No. 2005: 13. SLU, Uppsala, Sweden.

- KLEMKE, C. 2001: Untersuchungen des Wuchsverhaltens und Bestimmung der oberirdischen Biomasse verschiedener Pappelklone im Kurzumtrieb. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- KOM (KOMMISSION DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN) 2006: Grünbuch – Eine europäische Strategie für nachhaltige, wettbewerbsfähige und sichere Energie. SEK (2006) 317 vom 8.3.2006.
- KOM (KOMMISSION DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN) 2007: Mitteilungen der Kommission an den Europäischen Rat und das Europäische Parlament. Eine Energiepolitik für Europa, SEK 12/2007.
- KORSMO, H. 1995: Weight Equations For Determining Biomass Fractions of Young Hardwoods From Natural Regenerated Stands. Scandinavian Journal Of Forest Research 10, 333-346.
- KRAMER, H. 1988: Waldwachstumslehre. Parey, Hamburg und Berlin.
- LINDROTH, A.; BATH, A. 1999: Assessment of regional willow coppice yield in Sweden on basis of water availability. Forest Ecology and Management, 121 (1-2): 57-65.
- LORENZ, R.J. 1996: Grundbegriffe der Biometrie. Stuttgart, Jena (Gustav Fischer).
- LÜDEKE, M.K.B.; BADECK, F.-W.; OTTO, R.D.; HÄGER, C.; DÖNGES, S.; KINDERMANN, J.; WÜRTH, G.T.; LANG, U.; JÄKEL, A.; KLAUDIUS, P.; RAMGE, P.; HABERMEHL, S.; KOHLMEIER, G.H. 1994: The Frankfurt biosphere model: a global process-oriented model of seasonal and long-term CO₂ exchange between terrestrial ecosystems and the atmosphere. I. Model description and illustrative results for cold deciduous and boreal forests. Climate Research 4: 143-166.
- McMurtie, R.E.; Landsberg, J.J. 1992: Using a simulation model to evaluate the effects of water and nutrients on growth and carbon partitioning of *Pinus radiata*. Forest Ecology and Management 52: 243-260.
- MENDE, W.; ALBRECHT, K.-F., 2001: Beschreibung und Interpretation des Fichtenwachstums mit Hilfe des Evolution-Modells, Forstw. Cbl. 120, 53-67, Blackwell Wissenschafts-Verlag, Berlin.
- MOLA-YUDEGO, B.; ARONSSON, P. 2008: Yield models for commercial willow biomass plantations in Sweden. Biomass and Bioenergy 32 (9), 829-837.
- MUDRA, A. 1952: Einführung in die Methodik der Feldversuche. S. Hirzel Verlag, Leipzig, Lehrbuchreihe Landwirtschaftliche Wissenschaft.
- MURACH, D.; HARTMANN, H.; WALOTEK, P. 2008: Verbundvorhaben DENDROM – Zukunftsrohstoff Dendromasse. Systematische Analyse, Leitbilder und Szenarien für die nachhaltige energetische und stoffliche Verwertung von Dendromasse aus Wald- und Feldgehölzen. E. Ertragsmodelle für landwirtschaftliche Dendromasse. Vorläufiger Endbericht Juli 2008. S. 1-31.
- MURACH, D.; MURN, Y.; HARTMANN, H. 2008a: Ertragsermittlung und Potentiale von Agrarholz. Forst und Holz 63, Heft 6, 18-23.
- MURACH, D.; HARTMANN, H.; MURN, Y.; SCHULTZE, M.; ALI, W.; RÖHLE, H. 2009: Standortbasierte Leistungsschätzung in Agrarholzbeständen in Brandenburg und Sachsen. In: Reeg, T. (Hrsg.) (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, S. 29-40.
- MÜNDER, K. 2005: Konkurrenzuntersuchungen und Wachstumsmodellierung in Waldumbaubeständen des Mittleren Erzgebirges. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- NEWNHAM, R.M. 1964: The development of stand model for Douglas-fir. Univ. B. C., Fac. of Forestry, Vancouver, Ph. D. thesis.
- NIEMANN, R. 2008: Methodische Untersuchungen zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsplantagen. Diplomarbeit, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- NORDH, N.-E. 2005: Long Term Changes in Stand Structure and Biomass Production in Short Rotation Willow Coppice. Doctoral Thesis No. 2005: 120, SLU Uppsala Sweden.

- NORDH, N.-E.; VERWIJST, T. 2004: Above-ground biomass assessments and first cutting cycle production in willow (*Salix* sp.) coppice – a comparison between destructive and non-destructive methods. *Biomass and Bioenergy* 27 (2004): 1-8.
- PASTOR, J.; BOCKHEIM, J.G. 1981: Biomass and production of an aspen - mixed hardwood – spodosol ecosystem in northern Wisconsin. *Canadian Journal of Forest Research* 11: 132-138.
- PELZMANN, G. 1992: Fallstudie zum Energieholzanbau in der Steiermark. Dissertation, Institut für Waldwachstumsforschung, Universität für Bodenkultur Wien. 170 S.
- PETZOLD, R.; Feger, K.-H.; Siemer, B. 2006: Standörtliche Potentiale für den Anbau schnellwachsender Baumarten auf Ackerflächen. *AFZ – Der Wald*, 16/2006: 855-857.
- PETZOLD, R.; FEGER, K.-H.; SCHWÄRTZEL, K. 2008: Transpiration einer 9jährigen Pappelplantage in Mittelsachsen. *Cottbusser Schriften zur Ökosystemgenese und Landschaftsentwicklung*, Band 6, Holzerzeugung in der Landwirtschaft, Beiträge zur 3. Fachtagung: Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen.
- PONTAILLER, J. Y.; CEULEMANS, R.; GUITTET, J. 1999: Biomass yield of poplar after five 2-year coppice rotations. *Forestry* 72: 157-163.
- PRETZSCH, H. 1992: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. *Forstliche Forschungsberichte* Nr. 115, München.
- PRETZSCH, H. 2001: Modellierung des Waldwachstums. Parey, Berlin.
- PRETZSCH, H. 2002: Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Parey, Berlin.
- REINHOLD, D. 2007: Analyse der Zuwachsentwicklung und Biomassenproduktion von Pappelklonen in Folgerotationen unter Berücksichtigung der Witterungswirkung. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- ROCK, J. 2006: Übertragbarkeit von Biomassegleichungen – Untersuchungen am Beispiel Aspe (*Populus tremula* (L.), *Populus tremuloides* (Michx.)). Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde, Staufen 2006, Tagungsband: 160-166.
- ROCK, J. 2008: Klimaschutz und Kohlenstoff in Holz : Vergleich verschiedener Strategien. Dissertation, Universität Potsdam, Institut für Geoökologie. http://opus.kobv.de/ubp/volltexte/2008/1753/pdf/rock_diss.pdf.
- RÖHLE, H. 1995: Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. *Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns* 48: 272 S.
- RÖHLE, H. 2002: Waldwachstumskundliche Untersuchungen zur Ermittlung der Trockenbiomasse an Pappelklonen auf der Demonstrationsanlage Methau II. TU Dresden. Arbeitsbericht unveröffentlicht.
- RÖHLE, H. 2003: Waldwachstumskundliche Untersuchungen zur Ermittlung der Trockenbiomasse an den Weidenklonen Jorr, Tora und Ulv auf der Demonstrationsanlage der Agrargemeinschaft Methau. TU Dresden. Arbeitsbericht unveröffentlicht.
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U.; STEINKE, C.; WOLF, H. 2005: Wuchsleistung von Pappel und Weide im Kurzumtrieb. *AFZ/DerWald* 60 (14): 745-747.
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U., GEROLD, D.; STEINKE, C.; SCHRÖDER J. 2006: Aufstellung von Biomassefunktionen für Kurzumtriebsbestände. *AFJZ* 177 (10/11), 178-186.
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U.; STEINKE, C. 2006a: Ertragsschätzung in Kurzumtriebsbeständen. In Tagungsband 1. Fachtagung Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Tharandt/Sachsen. S. 57-64.
- RÖHLE, H.; HARTMANN, K.-U.; STEINKE, C. 2007: Holz vom Acker. Mehrjährige Kultur auf Stilllegungsflächen / Kurzumtriebsplantagen als attraktive Energie- und Rohstoffquelle der Zukunft. *Bauernzeitung* 15/2007: S. 22.

- RÖHLE, H. 2008: Methoden zur Schätzung der Ertragsleistung in Kurzumtriebsbeständen. Cottbusser Schriften zur Ökosystemgenese und Landschaftsentwicklung, Band 6, Holzerzeugung in der Landwirtschaft, Beiträge zur 3. Fachtagung: Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen, 91-100.
- RÖHLE H.; BÖCKER L.; FEGER K.-H.; PETZOLD R.; WOLF H.; ALI W. 2008: Anlage und Ertragsaussichten von Kurzumtriebsbeständen in Ostdeutschland. Schweiz. Z. Forstwes 159 (2008) 6:133-139.
- RÖHLE, H. 2009: Arbeitskreis Biomasse: Verfahrensempfehlung zur Methodik der Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde, Ascona (Schweiz) 2009, Tagungsband: 220-226.
- RÖHLE, H.; HARTMANN K.-U.; STEINKE C.; MURACH D. 2009: Ertragsleistung und Ertragsermittlung in Kurzumtriebsbeständen. In: Reeg. T. (Hrsg.) (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, S. 41-55.
- RUARK, G.A.; MARTIN, G.L.; BOCKHEIM, J.G. 1987: Comparison of constant and variable allometric ratios for estimating *Populus tremuloides* biomass. Forest Science 33: 294-300.
- RUNNING, S.W.; GOWER, S.T. 1991: A general model of forest ecosystem processes for regional applications. II. Nitrogen budgets and carbon partitioning. Tree Physiol. 9, 147-160.
- SAMPSON, D.A.; CEULEMANS, R. 2000: SECRETS: simulated carbon fluxes from a mixed coniferous/deciduous Belgian forest. In: R. Ceulemans, F. Veroustraete, V. Gond and J.B.H.F. Van Rendsbergen, Editors, Forest *ecosystem modelling, upscaling and remote sensing*, SPB Academic Publishing bv, The Hague (2000): 95-108.
- SANDS, P.; BATTAGLIA M.; MUMMERY D. 2000: Application of process-based models to forest management: experience with PROMOD, a simply plantation productivity model. Tree Physiol. 20, 383-392.
- SANNERVIK A. N.; ECKERSTEN H.; VERWIJST T.; KOWALIK P.; NORDH N.E. 2006: Simulation of willow productivity based on radiation use efficiency, shoot mortality and shoot age. European Journal of Agronomy Volume 24, Issue 2: 156-164.
- SCHILDBACH, M. 2003: Untersuchungen der Biomasseentwicklung von Pappelklonen im Kurzumtrieb und Fortschreibung der Biomassefunktionen über dem Alter. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- SCHMALTZ, T. 2006: Analyse der Biomasseleistungen und der Klima-Zuwachsbeziehungen am Beispiel der Pappelklonversuchsfläche Methau II. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- SCHOLZ, V.; HELLEBRAND, H. J.; HÖHN, A. 2004: Energetische und ökologische Aspekte der Feldholzproduktion, energie pflanzen IV/2004: 13-16.
- SCHOLZ, V.; HELLEBRAND, H. J.; HÖHN, A. 2004a: Energetische und ökologische Aspekte der Feldholzproduktion. Bornimer Agrartechnische Berichte 35: 15-32.
- SCHOLZ, V.; LORBACHER, F.R.; SPIKERMANN, H. 2009: Technologien der Ernte und Rodung von Kurzumtriebsbeständen. In: Reeg. T. (Hrsg.) (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, S. 99-112.
- SCHRÖDER, J. 2004: Zur Modellierung von Wachstum und Konkurrenz in Kiefer / Buchen-Waldumbaubeständen Nordwestsachsens. Stuttgart (Ulmer). (= Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt/Contributions to Forest Sciences)
- SCHÜBELER, D. 1997: Untersuchungen zur standortabhängigen Wachstumsmodellierung bei der Fichte. Dissertation an der Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie der Universität Göttingen.
- SKARASCIA-MUGNOZZA, G. E.; CEULEMANS, R.; HEILMAN, P. E.; ISEBRANDS, J. G.; STETTLER, R. F.; HINCKLEY, T. M. 1997: Production, physiology and morphology of *Populus* species and their hybrids grown under short rotation. Can. J. For. Res. 27: 285-294.

- SLOBODA, B.; LEUSCHNER C. 2002: Numerische Simulation des hydraulischen Systems Baum-Boden bei der Traubeneiche (*Quercus petraea* (Matt.) Liebl.), Abschlussbericht zum Forschungsprojekt DFG SL II/8-3. Universität Göttingen, Institut für Forstliche Biometrie und Informatik.
- SNORRASON, A.; EINARSSON, S.F. 2004: Single tree biomass- and stem volume functions for eleven tree species used in icelandic forestry. Poster presented at: COST E 21 final meeting, Dublin 2004.
- SOARES, P. et al. 1995: Evaluating a growth model for forest management using continuous forest inventory data. *For. Ecol. Manag.* **71**: 251-265.
- STEINKE, C. 2000: Ertrag und Wachstum von Pappelklonen. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften TU Dresden.
- STEINKE, C.; HARTMANN, K.-U. 2005: Zum Wachstum in Kurzumtriebsbeständen. DVFFA – Sektion Ertragskunde, Beiträge zur Jahrestagung 2005. S. 180 – 185.
- STEINKE, C.; KIESEWLATER, S. 2008: Ertragskundliche Untersuchungen auf der Kurzumtriebsfläche Krummenhennendorf. Interner Bericht innerhalb des Verbundprojektes AGROWOOD, unveröffentlicht.
- STEPHENS, W.; HESS, T.; KNOX, J. 2001: Review of the effects of energy crops on Hydrology. NF0416, Report to MAFF by Institute of Water and the Environment, Cranfield University, Silsoe.
http://www.torridge.gov.uk/media/adobe/g/g/8_Supplementary_Information.pdf (30.05.2008).
- STORM, R. 1995: Wahrscheinlichkeitsrechnung, mathematische Statistik und statistische Qualitätskontrolle. Leipzig, Köln (Fachbuchverlag).
- TERJUNG, W.H.; O'ROURKE, P.A. 1980: An Economical CANOPY Model for Use in Urban Climatology. *Int. J. Biometeorol.*, 4: 281-291.
- THOMASIIUS, H. 1962: Methodische Grundlagen über die Möglichkeit einer quantitativen Standortbeurteilung mit Hilfe von Wachstumsfunktionen. Dissertation, TU Dresden, Fakultät Forstwissenschaften Tharandt.
- THORNLEY, J.H.M.: Grassland dynamics, an ecosystem simulation model. Cambridge: CAB International, 241 S.
- TIEDE, M. 1987: Statistik. Regressions- und Korrelationsanalyse. München (Oldenbourg).
- TIKTAK, A.; BOUTEN, W. 1992: Modelling soil water dynamics in a forested ecosystem III: description and evaluation of discretization. *Hydrol. Processes*, 6: 455-465.
- TOME, M.; VERWIJST, T. 1996: Modelling Competition in short Rotation Forests. *Biomass and Bioenergy* Vol. 11 (2-3): 177-187.
- UNSELD, R.; MÖNDEL, A.; TEXTOR, B. 2008: Anlage und Bewirtschaftung von Kurzumtriebsflächen in Baden-Württemberg. Ministerium für Ernährung und Ländlichen Raum Baden-Württemberg ISSN 0937 6712, 49 S.
- VANCLAY, J.K. 1999: Modelling forest growth and yield. Applications to mixed tropical forests. Reprinted ed. Wallingford and New York (CABI Publishing).
- VERWIJST, T.; NORDH, N.-E. 1991: Non-destruktive Estimation of Biomass of *Salix dasyclados*. *Bioresource Technology* 41, 59-63.
- VERWIJST, T. und TELENIIUS, B. 1999: Biomass estimation procedures in short rotation forestry. *Forest Ecology and Management* 121: 137-146.
- WALOTEK, P.; MURACH D. 2006: Methoden bei der ertragskundlichen und pflanzenökologischen Auswertung von Feldgehölzen. 1. Fachtagung : Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen, Tagungsbericht: 65-74.
- WALOTEK, P.; MURACH, D.; GADOW, K. v. 2006: Die Korbweide (*Salix viminalis*) Ertragsschätzung und Nutzungsmodell. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten Sektion Ertragskunde, Staufen 2006, Tagungsband: 174-183.

WALWORTH, J.L.; LETZSCH, W.S.; SUMMER, M.E. 1986: Use of the boundary lines in establishing diagnostic norms. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 50, 123-128.

WANG, Y.-P.; JARVIS P.G. 1990: Description and validation of an array model-MAESTRO. *Agric. Forest Meteorol.* 51, 257-280.

WANG, J.R.; ZHONG, A.L.; COMEAU, P.; TSZE, M.; KIMMINS, J.P. 1995: Aboveground biomass and nutrient accumulation in an age sequence of aspen (*Populus tremuloides*) stands in the boreal White and Black Spruce Zone, British Columbia. *Forest Ecology and Management* 78, 127-138.

WEBB, R.A. (1972): Use of the Boundary Line in the analysis of biological data. *J.Hort. Sci.* 47, 309-319.

WEGER, J.; KNAPEK, J.; HAVLICKOVA, K.; VLASAK, P. 2006: Zoning of Agricultural Land for Willow and Poplar as a Tool to increase Biomass Production efficiency and to prevent risks of Biomass Production. In 15th European Biomass Conference & Exhibition. Florencie: ETA – Florence 1: 296 – 299.

WENK, G.; ANTANAITIS, V.; SMELKO, S. 1990: *Waldtragslehre*. Berlin (Deutscher Landwirtschaftsverlag).

WERNER, A.; VETTER, A.; HERING, Th. 2004: Ergebnisse des 10 jährigen Energieholzanbaus in Thüringen. In: *Energieholzproduktion in der Landwirtschaft. Potential, Anbau, Technologie, Ökologie und Ökonomie*. Seminar. Bornimer Agrartechnische Berichte. S. 93-97.

WERNER, A.; VETTER, A.; REINHOLD, G. 2006: *Leitlinie zur effizienten und umweltverträglichen Erzeugung von Energieholz*. Thüringer Landesanstalt für Landwirtschaft, 3. Auflage.

WHIMOTT, C.J. 1982: Some Comments on the Evaluation of Model Performance. *American Meteorological Society*. Vol. 63, No. 11: 1309-1313.

WOLF, H.; BÖHNISCH, B. 2004: Verbundvorhaben: „Pappelanbau für die Papierherstellung“, Teilvorhaben „Anbau von Pappeln und Aspen auf potentiellen landwirtschaftlichen Stilllegungsflächen unter Berücksichtigung ökologischer Gesichtspunkte“. Abschlußbericht, Landesforstpräsidium, Pirna.

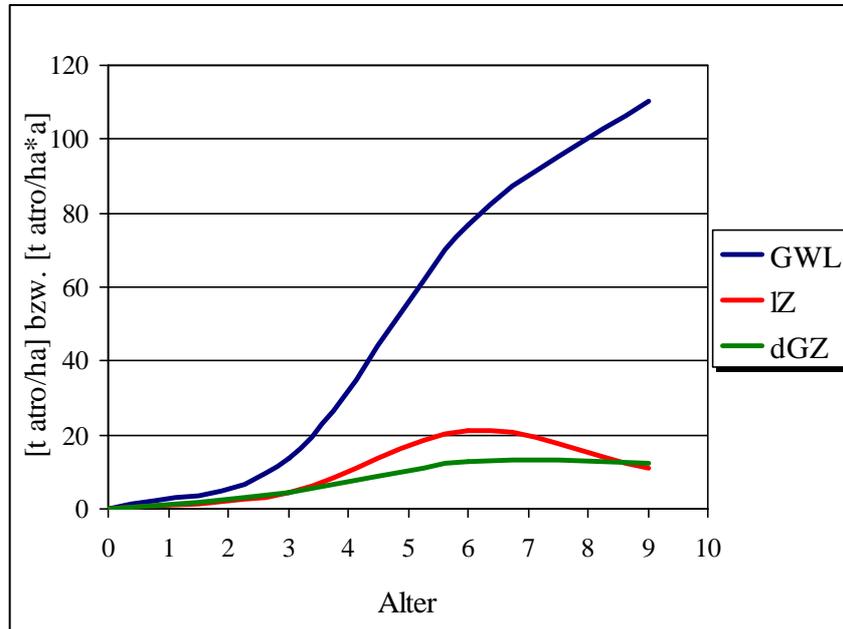
ZEIDE, B. 1993: Analysis of Growth Equations. *Forest Science* Vol. 19, Nr. 1: 594-616.

ZICHNER, K. 2006: *Untersuchungen zum Wachstum der Pappel auf fünf Kurzumtriebs-Versuchsfeldern in Sachsen*. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften TU Dresden.

9 Anhang

Anhang 1: Wichtige Kenngrößen für die Ertragsschätzung in Kurzumtriebsplantagen	142
Anhang 2: Wirkung von Einflussfaktoren auf die Biomasseleistung	143
Anhang 3: Biomasseschätzung über Einzelgrößen	144
Anhang 4: Biomasseschätzung über Biomassefunktionen.....	147
Anhang 5: Anpassungsgüte des Basismodells des Ertragsschätzers.....	149
Anhang 6: Ansatz für weiterführende Untersuchungen	150
Anhang 7: Datensatz für die Parametrisierung (Ausschnitt).....	150

Anhang 1: Wichtige Kenngrößen für die Ertragsschätzung in Kurzumtriebsplantagen



Gesamtwuchsleistung GWL:

Summe der laufenden jährlichen Zuwächse einer Plantage innerhalb eines bestimmten Zeitraumes, Angabe in t/ha.

Laufender Zuwachs (IZ):

Zuwachs einer Plantage innerhalb eines Jahres, Angabe in t/[ha*a].

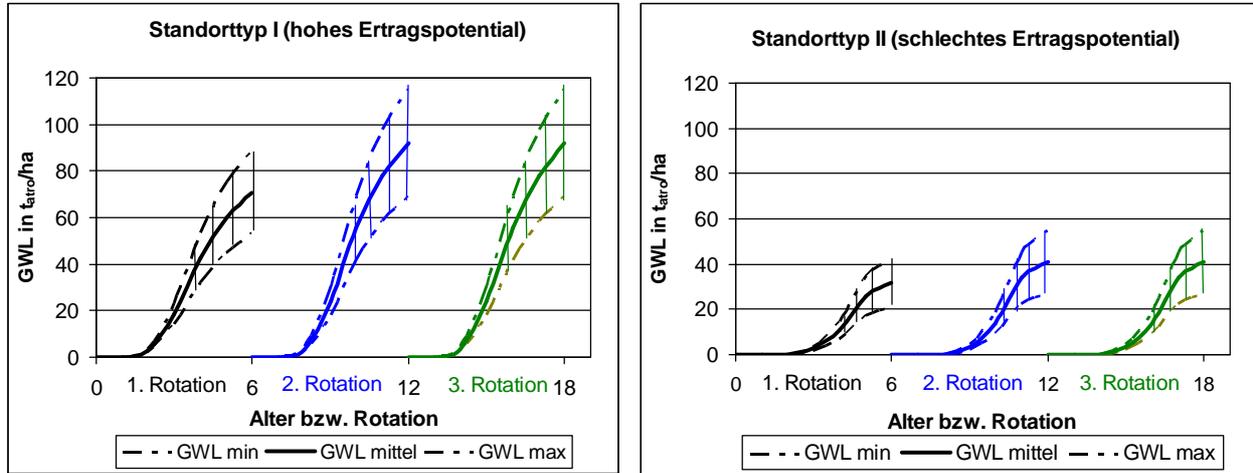
Durchschnittlicher Gesamtwuchs (dGZ):

Durchschnittlicher Zuwachs einer Plantage innerhalb des Zeitraums von der Anlage bis zur Ernte (bzw. Wiederaustrieb bis Ernte). Er berechnet sich durch Division der jeweiligen Gesamtwuchsleistung durch das Alter, Angabe in t/[ha*a].

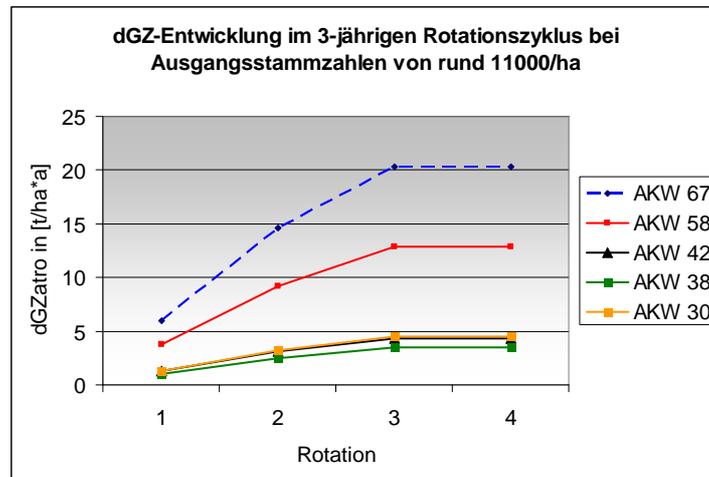
Größen werden üblicherweise auf die Atrobiomasse bezogen.

Anhang 2: Wirkung von Einflussfaktoren auf die Biomasseleistung

vgl. Abschnitt 2.1



Einfluss von Rotation und Standort (Ertragsniveau) auf die Gesamtwuchsleistung an Atrrobiomasse von Pappel am Beispiel einer Ertragsstudie für zwei Standorte in der Region Großenhain. (Pflanzverband: 1,5 x 0,6 m; Stammzahl rund 11000 N/ha; siehe auch BEMMANN et al. 2007).



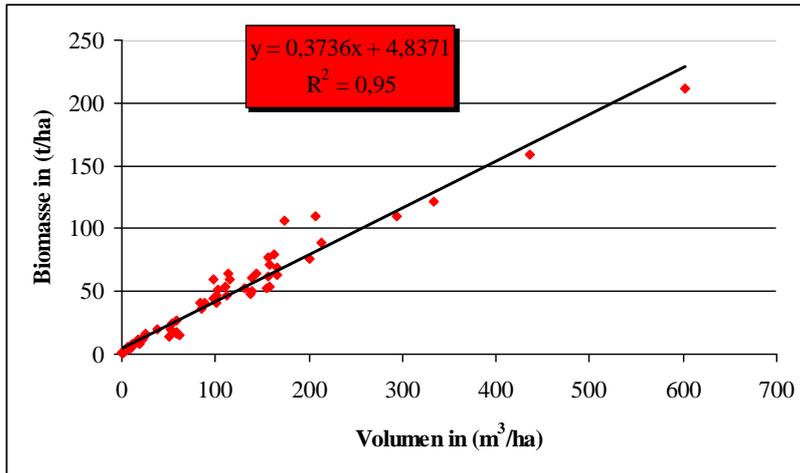
Geschätzte dGZ-Entwicklung von Pappeln auf sächsischen Standorten in Abhängigkeit von Ackerwertzahl und Rotation (interne Ertragsstudie am Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden, unveröffentlicht).

Anhang 3: Biomasseschätzung über Einzelgrößen

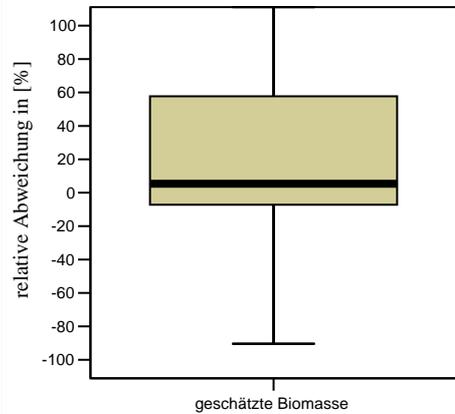
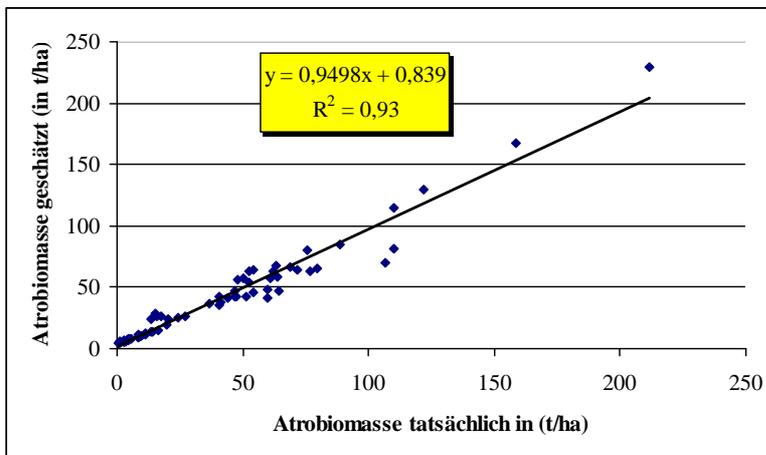
vgl. Abschnitt 5.1 (Voruntersuchungen)

Datengrundlage: Datensatz für die Parametrisierung (vgl. 3.2.3)

Modell: Biomasseschätzung über das Volumen

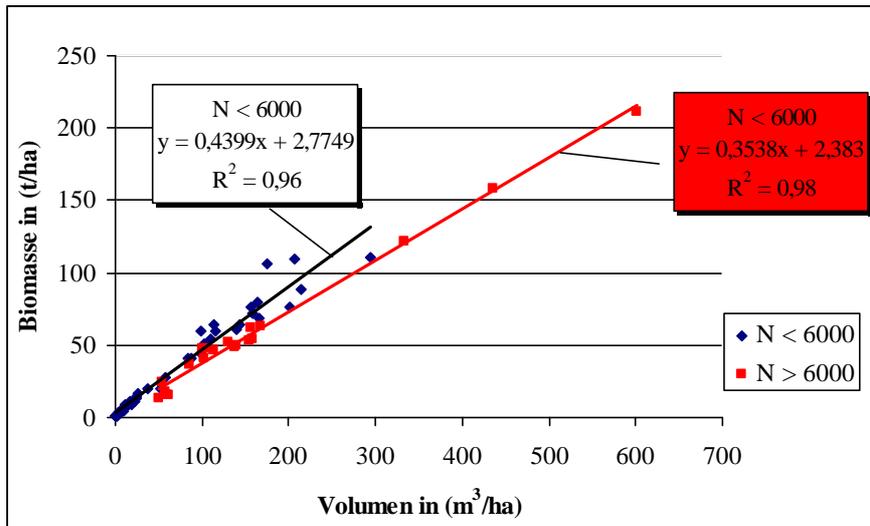


Modell

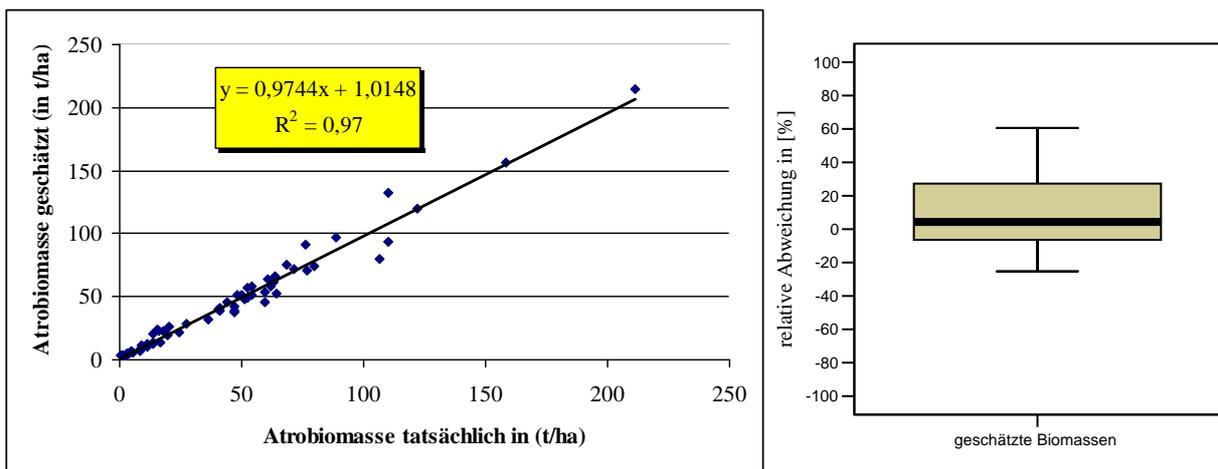


Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Biomasseschätzung über das Volumen. Die Skale der Boxplotdarstellung wurde bei 100% gekappt. Deshalb erscheinen die maximalen Abweichungen von bis zu 150 % nicht.

Modell: Biomasseschätzung über das Volumen für definierte Stammzahlbereiche

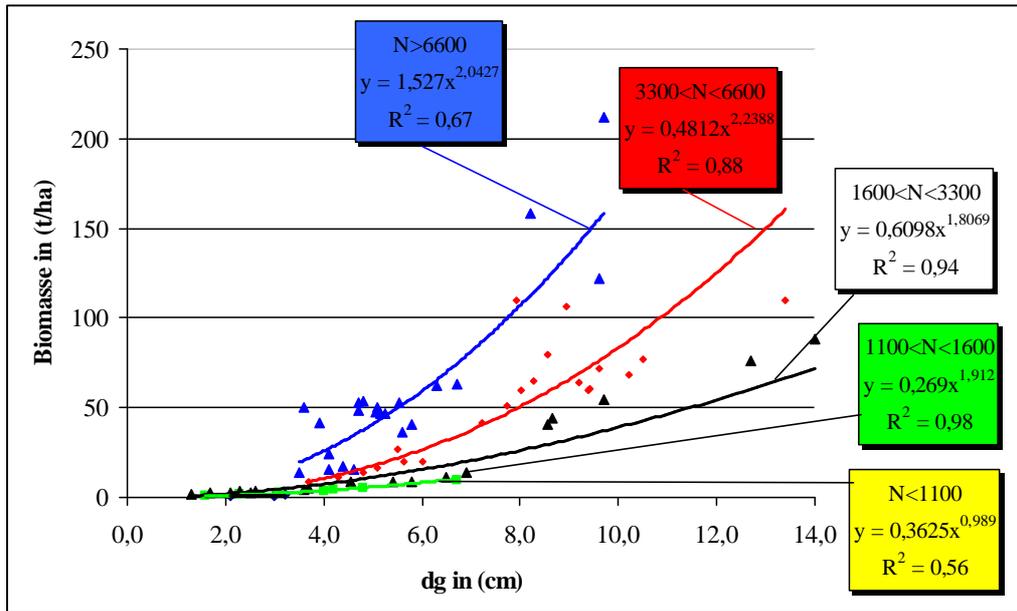


Modell (nur Festlegung von zwei Stammzahlbereichen sinnvoll)

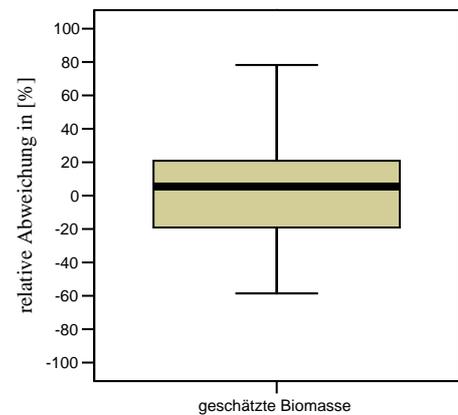
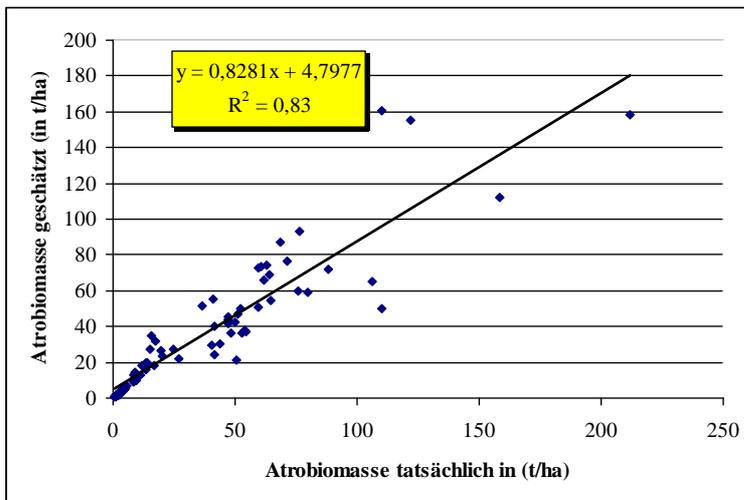


Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Biomasseschätzung über das Volumen für verschiedene Stammzahlbereiche. Boxplotdarstellung wurde bei 100% gekappt. Deshalb erscheint ein Ausreißerwert von > 150 % nicht.

Modell: Biomasseschätzung über den Mitteldurchmesser für definierte Stammzahlbereiche



Modell

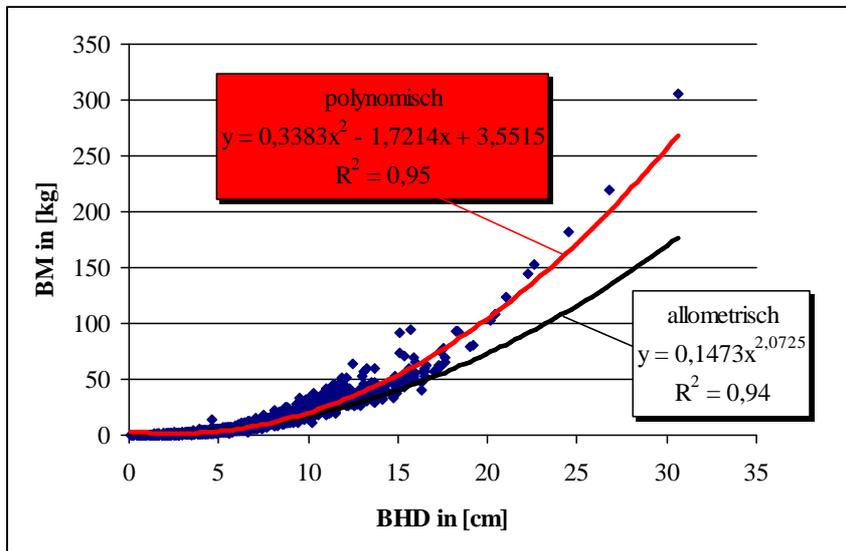


Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Biomasseschätzung über den Mitteldurchmesser für verschiedene Stammzahlbereiche. Boxplotdarstellung wurde bei 100% gekappt. Deshalb erscheint ein Ausreißerwert von > 120 % nicht.

Anhang 4: Biomasseschätzung über Biomassefunktionen

vgl. Abschnitt 5.2

Modell Biomasseschätzung mit einer Biomassefunktion über alle Probeebäume

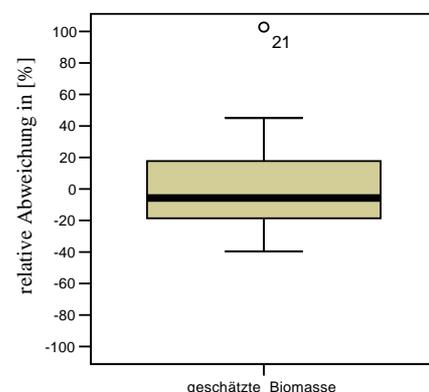
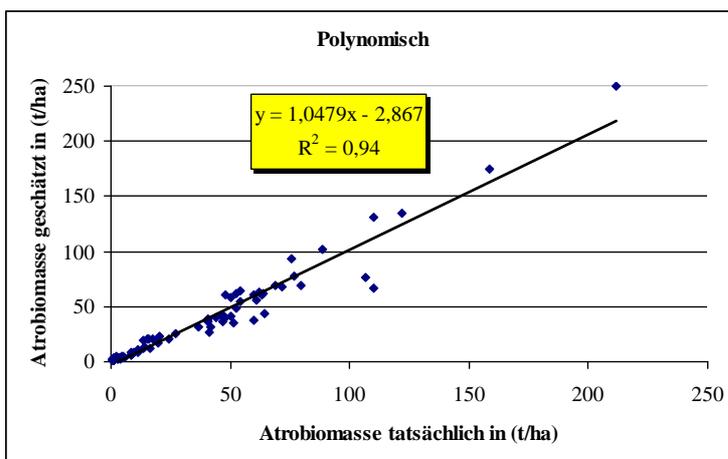


Modell

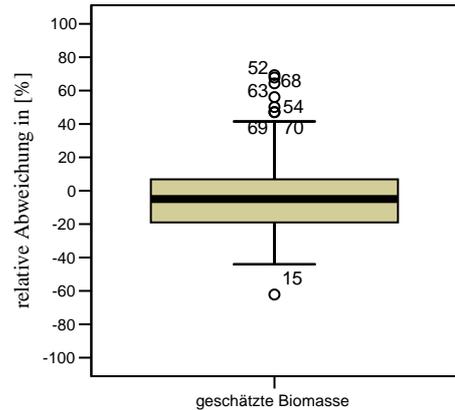
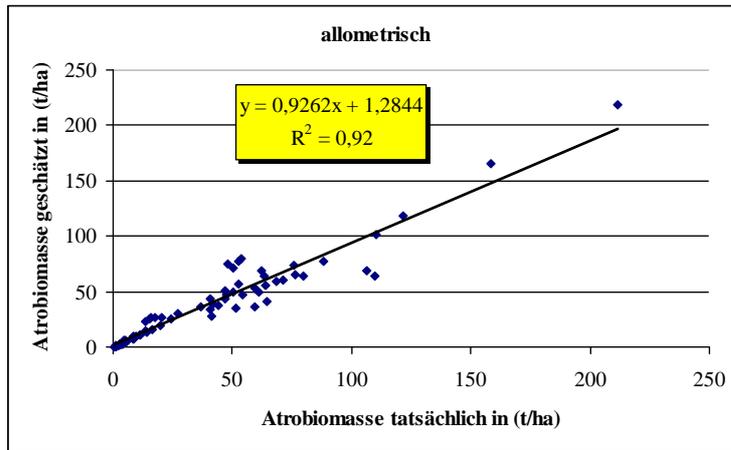
Dabei wurden die Durchmesser/Atrobiomasse-Wertepaare aller Probeebäume ($N = 1791$) mit geeigneten Funktionen regressionsanalytisch ausgeglichen. In der Abbildung ist aufgrund der Skalierung die bessere Anpassungsgüte des allometrischen Funktionstyp bei $BHD < 13$ cm nicht sichtbar. Der flächenbezogene Atrobiomassevorrat wurde durch Einsetzen des d_g in die entsprechende Gleichung und Multiplikation mit der Stammzahl erhalten:

polynomisch: $BM = N * (0,3383 * d_g^2 - 1,7214 * d_g + 3,5515)$

allometrisch: $BM = N * (0,1473 * d_g^{2,0725})$



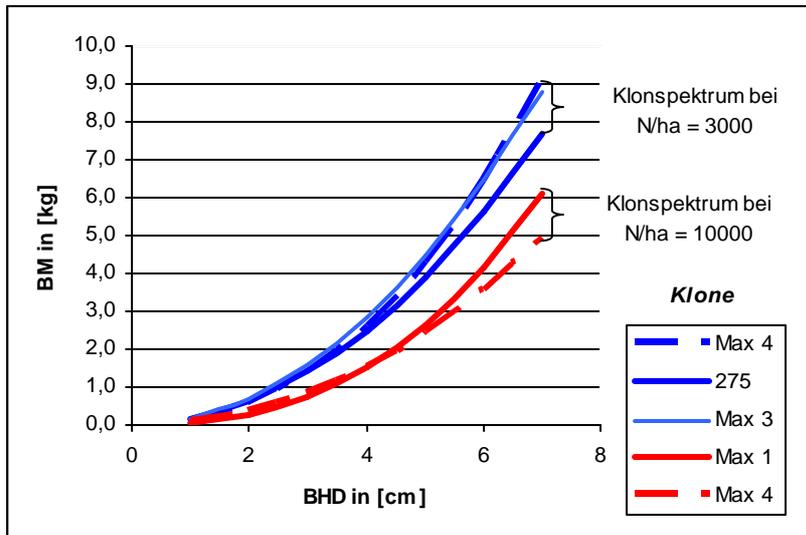
Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Biomasseschätzung über eine Biomassefunktion (polynomisch). Alle Ausreißerwerte dargestellt.



Anpassungsgüte (links) und relative Abweichungen (rechts) zwischen realen und geschätzten Biomassen bei der Biomasseschätzung über eine Biomassefunktion (allometrisch). Alle Ausreißerwerte dargestellt.

Lage und Form der Standard-Biomassefunktion

vgl. Abschnitt 5.2.2.3



Klon- bzw. Stammzahleinfluss auf die Lage der Standard-Biomassefunktion.

Die Lage der Biomassefunktion ein und desselben Klons differiert in Abhängigkeit von der Stammzahl wesentlich deutlicher als bei gleicher Stammzahl zu einem anderen Klon. Beispielsweise wird für Klon Max 4 bei einem BHD von 6 cm mit Hilfe der Biomassefunktion für den Stammzahlbereich von 3000 N/ha eine Biomasse von 6,5 kg; für den Stammzahlbereich von 10000 N/ha jedoch eine Biomasse von 3,5 kg ermittelt. Im Vergleich zu Klon 275 bei gleichem Stammzahlbereich (3000 N/ha) beträgt der Unterschied in den Biomassefunktionen dagegen nur 0,5 kg.

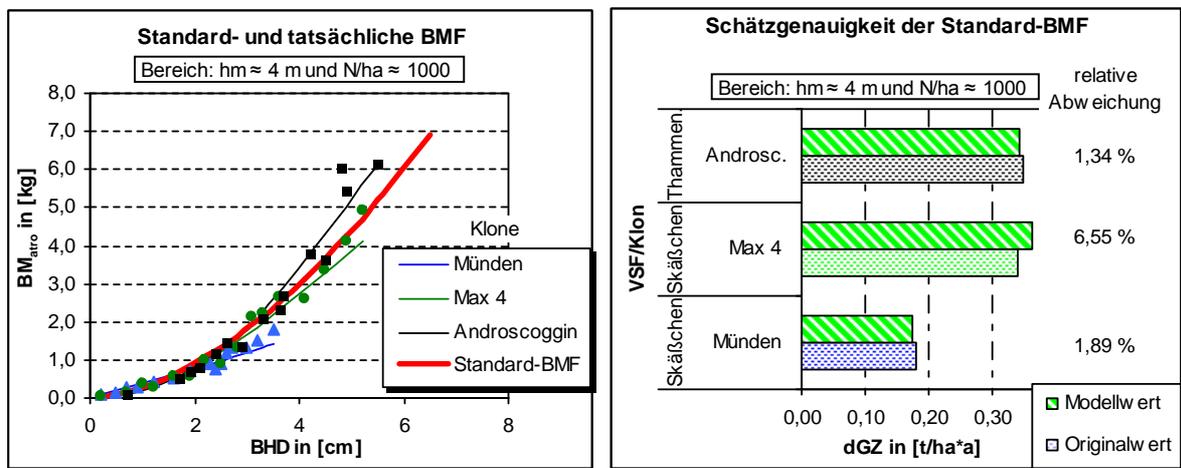
Anhang 5: Anpassungsgüte des Basismodells des Ertragsschätzers

(Modell IV: Parameterbestimmung über die Verknüpfung von N/hm über Regressionskurvenfächer)

vgl. Abschnitt 5.3.3.2

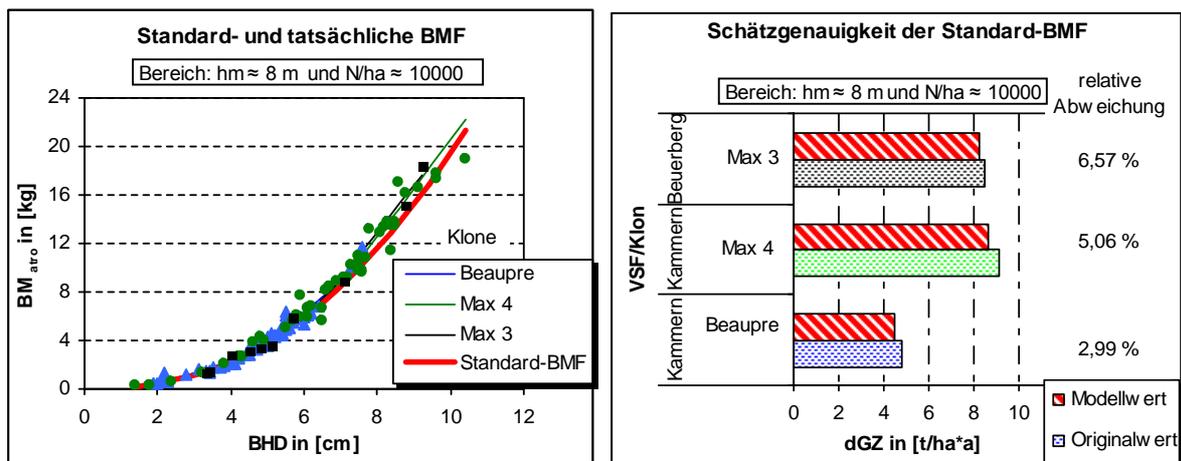
Vergleich der mit dem Modell hergeleiteten Standard-Biomassefunktion (durch Schätzung der Parameter a_0 und a_1 über die Verknüpfung von N und hm über Regressionskurvenfächer) mit den tatsächlichen über die Probestämme erhaltenen Biomassefunktionen für verschiedene Klone, Stammzahl- und Mittelhöhenbereiche.

Beispiel 1



Links: Vergleich der Kurvenverläufe. Rechts: relative Abweichung bei Berechnung des flächenbezogenen Biomassevorrates auf der Grundlage der Standard-Biomassefunktion.

Beispiel 2

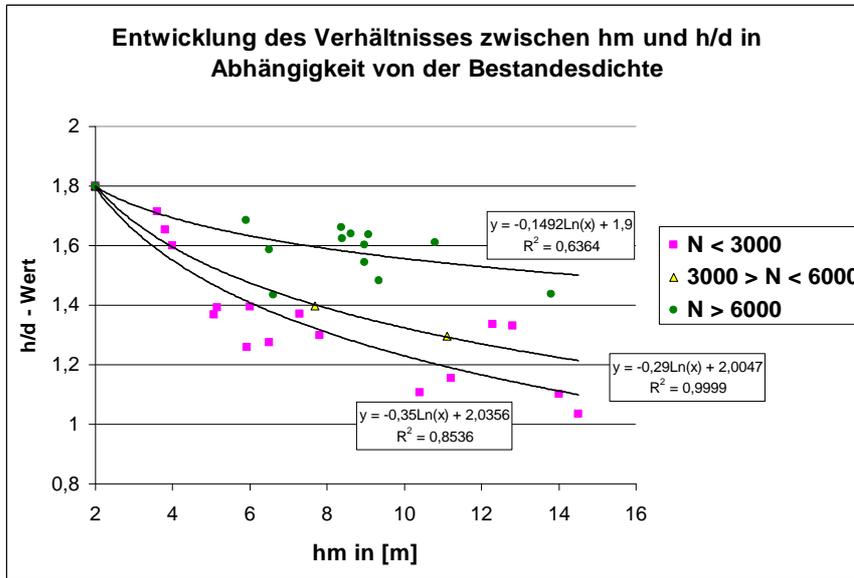


Links: Vergleich der Kurvenverläufe. Rechts: relative Abweichung bei Berechnung des flächenbezogenen Biomassevorrates auf der Grundlage der Standard-Biomassefunktion.

Anhang 6: Ansatz für weiterführende Untersuchungen

vgl Abschnitt 6.5

Modellierung der dg-Entwicklung für unterschiedliche Bestandesdichten



Ergebnis erster Tests: dg wird mit zunehmender Bestandesdichte geringer, Reduktion über Abhängigkeit des h/d-Wertes von der Bestandesdichte möglich.

Anhang 7: Datensatz für die Parametrisierung (Ausschnitt)

VSF	Klon	Pflanzverband		Alter		N/ha	dg [cm]	hm [m]	G m³/ha	V m³/ha	BM t _{DM} /ha	dGZ t _{DM} /[ha²a]	Parameter der BMF	
		bzw. m²	Trieb	Stock	a0								a1	
Arnsfeld	Androsocogin	3x2 m	4	4	1434	4,2	5,2	2,0	6,0	4,3	1,1	0,1544	2,0746	
Arnsfeld	Max 1	3x2 m	4	4	1439	4,8	5,5	2,6	7,9	5,1	1,3	0,1653	1,9693	
Beuerberg	Münden	2,5 x 0,6	5	10	4975	9,0	11,4	31,3	174,4	106,5	21,3	0,0492	2,7001	
Beuerberg	Max 3	2,5 x 0,6	5	10	5100	8,6	11,1	29,4	163,4	79,8	16,0	0,0655	2,4903	
Beuerberg	Max 4	2,5 x 0,6	5	10	9573	5,2	8,6	20,2	101,7	47,1	9,4	0,0740	2,4664	
Beuerberg	Max 1	2,5 x 0,6	5	10	11375	5,2	8,4	23,9	112,8	47,0	9,4	0,0458	2,6576	
Beuerberg	Max 4	2,5 x 0,6	5	10	11175	5,5	9,1	26,9	131,0	52,4	10,5	0,0598	2,4832	
Beuerberg	Max 1	2,5 x 0,6	5	10	7750	5,8	9,0	20,5	101,8	40,8	8,2	0,0680	2,4228	
Beuerberg	Max 4	2,5 x 0,6	5	10	7028	5,6	9,0	17,3	84,8	36,5	7,3	0,0868	2,3373	
Beuerberg	Max 3	2,5 x 0,6	5	10	10331	6,3	9,3	32,3	156,4	62,0	12,4	0,0525	2,5198	
Kammern	Max 4	2,5 x 0,6	5	10	11115	5,0	8,4	22,2	101,1	47,2	9,4	0,0934	2,3374	
Kammern	Beaupre	2,5 x 0,6	5	10	9364	4,1	7,5	12,4	54,0	24,5	4,9	0,1092	2,2386	
Laage	Max 1	0,75	9	10	7385	9,6	13,8	53,7	332,9	121,8	13,5	0,0705	2,3908	
Laage	Max 3	0,75	4	4	7544	4,6	6,6	12,5	58,8	16,0	4,0	0,0621	2,3040	
Laage	Beaupre'	0,75	4	4	8358	4,4	6,8	12,6	58,0	17,7	4,4	0,0693	2,2907	
Laage	Max 3	0,75	9	10	8385	6,7	10,8	29,8	166,7	63,1	7,0	0,0592	2,4935	
Laage	Max 4	0,75	4	4	9436	4,1	6,5	12,5	62,3	15,4	3,9	0,0843	2,0950	
Laage	Max 1	0,75	4	4	11652	3,5	5,9	11,4	50,2	13,6	3,4	0,0475	2,4953	
Laage	Beaupre'	0,75	9	10	13385	9,7	13,9	98,1	601,5	211,5	23,5	0,0356	2,6601	
Laage	Max 4	0,75	9	10	14307	8,2	11,7	75,7	436,5	158,5	17,6	0,0544	2,4882	
Laage	Beaupre'	0,75	4	5	16440	5,1	7,5	33,1	139,8	50,1	12,5	0,0737	2,2777	
Laage	Max 3	0,75	4	5	20683	4,7	7,4	35,9	137,8	48,2	12,1	0,0911	2,0901	
Laage	Max 1	0,75	4	5	20850	4,8	8,0	37,7	158,0	53,9	13,5	0,0727	2,2645	
Laage	Max 4	0,75	4	5	21289	4,7	7,9	36,8	155,1	52,7	13,2	0,0734	2,2666	
Methau I	Max 4	2,5x1 m	9	9	2218	14,0	14,5	34,1	213,2	88,4	9,8	0,0785	2,3533	
Methau I	Max 3	2,5x1 m	9	9	2573	12,7	14,0	32,7	201,2	75,9	8,4	0,1702	2,0256	
Methau I	Max 3	2,5x1 m	6	6	2915	9,7	11,2	21,4	110,2	54,3	9,0	0,1024	2,2839	
Methau I	275	2,5x1 m	9	9	3168	13,4	15,2	44,9	293,6	110,2	12,2	0,0611	2,4354	
Methau I	275	2,5x1 m	6	6	3393	10,5	11,9	29,4	155,8	76,6	12,8	0,1127	2,2506	
Methau I	Max 4	2,5x1 m	6	6	3505	9,4	10,4	24,3	115,1	59,6	9,9	0,1390	2,0379	
Methau I	Max 4	2,5x1 m	3	3	3559	4,3	6,0	5,1	17,5	11,2	3,7	0,1237	2,2096	
Methau I	Max 3	2,5x1 m	3	3	3567	5,1	6,5	7,3	25,5	16,6	5,5	0,1723	2,0217	
Methau I	275	2,5x1 m	3	3	3793	4,8	6,4	6,8	23,8	13,5	4,5	0,1530	2,0130	
Methau II	Max 4	3x3 m	4	4	1195	6,7	7,0	4,3	16,2	9,5	2,4	0,1671	2,0253	
Methau II	Androsocogin	2x3 m	4	4	1551	5,4	6,7	3,6	12,6	8,3	2,1	0,2722	1,7835	
Methau II	Münden	2x3 m	4	4	1578	6,5	8,4	5,3	22,2	11,5	2,9	0,0868	2,3594	
Methau II	Max 4	2x3 m	4	4	1579	5,8	6,9	4,1	15,3	9,1	2,3	0,1750	1,9917	
Methau II	Max 1	2x3 m	4	4	1642	6,9	7,4	6,2	23,4	13,9	3,5	0,1706	2,0150	