

Klaus v. Gadow

Waldstruktur und Wachstum

Beilage zur Vorlesung im Wintersemester 2003 / 2004



Universitätsdrucke Göttingen

Klaus von Gadow
Waldstruktur und Wachstum

erschieden in der Reihe der Universitätsdrucke
des Universitätsverlages Göttingen 2003

Klaus von Gadow

Waldstruktur und Wachstum



Universitätsdrucke Göttingen
2003

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Ein Titelsatz für diese Publikation ist
bei Der Deutschen Bibliothek erhältlich.

Anschrift der Herausgeber

Institut für Waldinventur und Waldwachstum
Büsgenweg 5
37077 Göttingen

© Alle Rechte vorbehalten, Universitätsverlag Göttingen 2003

Satz und Layout: Sonja Rüdiger
Umschlagentwurf: Margo Bargheer
Umschlagabbildung: W. Tambour
ISBN 3-930457-32-6

Vorwort

Beeinflusst durch die Arbeiten von Mitscherlich (1971, 1975), Ulrich (1986) und Kramer (1988) befasst sich die Waldforschung nicht mehr ausschließlich mit der wirtschaftlichen Nutzung der Wälder, sondern zunehmend mit dem Ökosystem Wald, seiner Struktur und Dynamik. Neben der Suche nach allgemeingültigen Erkenntnissen über die vielfachen Wechselbeziehungen zwischen den im Wald lebenden Organismen und deren anorganischer Umgebung gehört die *Beschreibung* von Bäumen und Waldbeständen und die *Prognose* der Walddynamik zu den wichtigen Aufgaben der Waldforschung.

Eine direkte Folge der großräumigen Waldzerstörung seit der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts ist ein ungewöhnlich hoher Artenschwund. Viele Tier- und Pflanzenarten starben aus oder sind vom Aussterben bedroht. Diese bedrohliche Situation führte zu einer verstärkten Aktivität im Bereich der Diversitätsforschung. Neben der Dichte gehört daher die Struktur und Diversität zu den charakteristischen Merkmalen der Waldbestände. Die Waldstruktur gibt Auskunft über die Verteilung der Baumarten und Baumdimensionen im Gelände. Die Raumstruktur wird nicht nur bestimmt durch die Verteilung der Baumstandpunkte im Gelände, sondern vor allem durch das räumliche Nebeneinander der Baumarten und Baumdimensionen. Wälder sind einschichtig oder mehrschichtig, artenarm oder artenreich und durch die Kombination dieser Attribute ergibt sich eine große Vielfalt möglicher Zustände.

Bäume besitzen die Fähigkeit, auf Änderungen in der belebten und unbelebten Umwelt zu reagieren. Diese Fähigkeit zeigt sich in der Dynamik des Wachstums, d.h. in der Reaktion auf einen aktuellen Ausgangszustand, der durch die herrschenden Standorts- und Konkurrenzbedingungen bestimmt wird. Diese Vielfalt der möglichen Reaktionen gilt es zu erfassen und zu beschreiben, sodass aus den Einzelbeobachtungen generelle Erfahrungen entstehen, die in Form von Modellen nutzbar gemacht werden können. Die Wachstumsprognosen sollen glaubwürdig, zugleich aber auch möglichst detailliert sein. Diese Anforderungen sind nicht einfach zu erfüllen, denn die aktuellen Ausgangszustände sind vielfältig und die möglichen Reaktionen darauf zahlreich. Immer detailliertere Modelle mit zunehmend höherer Auflösung können dazu führen, dass ein Modell letztendlich untauglich bzw. unzweckmäßig wird. Bei der Prognose des Waldwachstums gibt es keinen universell gültigen Maßstab. Die biologischen Prozesse auf einer gegebenen Hierarchiestufe werden durch die Prozesse auf einer niederen Stufe bestimmt und durch

die Bedingungen auf einer höheren Stufe eingeschränkt. Das Baumwachstum wird durch physiologische Prozesse im Baum bestimmt, aber die im Bestand herrschenden Konkurrenzbedingungen beschränken die Möglichkeiten der Entwicklung. Die meisten Modelle der Waldentwicklung werden für ganz bestimmte Zwecke konzipiert. Sie unterscheiden sich in Bezug auf ihre Allgemeingültigkeit, - ihre Anwendbarkeit für eine Bandbreite von Gegebenheiten, - und in Bezug auf ihre Genauigkeit, die durch den Prognoseschätzfehler bestimmt wird. Eine hohe Genauigkeit wird gewöhnlich auf Kosten einer geringen Allgemeingültigkeit erreicht und die Auswahl eines geeigneten Modelltyps beruht daher in der Regel auf einem Kompromiss.

Informationen über das Baumwachstum und die Holzerträge von Waldbeständen werden für unterschiedliche Zwecke benötigt. Die forstbetriebliche Planung benötigt Wachstumsmodelle, um waldbauliche Optionen für reale Waldbestände zu erzeugen, deren Ausgangszustand mehr oder weniger gut bekannt ist. Die Produktionsplanungen der holzverarbeitenden Industrie stützen sich auf regionale Prognosen des Holzaufkommens zur Schätzung zukünftiger Sortenerträge. Stadtverwaltungen benötigen Prognosen des Ast- und Wurzelwachstums von Straßen- und Parkbäumen. Die Politik stützt sich auf Wachstumsmodelle, um die Auswirkungen von Stoffeinträgen und Klimaänderungen zu beschreiben.

Die Bereitstellung von Informationen für solch unterschiedliche Zwecke ist Aufgabe der waldwachstumskundlichen Forschung. Auf der Basis zahlreicher, zum Teil langfristig angelegter Einzeluntersuchungen versucht die waldwachstumskundliche Modellforschung, Anregungen für effektive Datengewinnung zu geben, praxistaugliche Prognoseinstrumente zu entwickeln und grundlegende Gesetzmäßigkeiten der Walddynamik zu erkennen. Dabei beschränkt sich das Interesse nicht mehr auf ein bestimmtes Wuchsgebiet. Beispiele aus unterschiedlichen Regionen der Erde belegen grundsätzliche Erkenntnisse.

Dieser Text entstand während der letzten 12 Jahre als Beilage zu meiner Lehrveranstaltung *Waldwachstum* im Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Georg-August-Universität Göttingen. Es ist ein Versuch, auf der Grundlage der richtungweisenden Arbeiten meiner Vorgänger, neue Möglichkeiten für die Waldwachstumsforschung aufzuzeigen, nicht nur im Hinblick auf die waldbauliche Entwicklung in Deutschland, sondern auch unter Einbeziehung von Beispielen aus anderen Ländern. Mein besonderer Dank gilt Frau Sonja Rüdiger für Textformatierung und Korrekturen.

Inhaltsverzeichnis

1 Grundlagen	1
Standörtliche Rahmenbedingungen	3
Strahlung	3
Temperatur	11
Wasser	16
Luft	22
Nährstoffhaushalt	23
Modellierung der standörtlichen Rahmenbedingungen	26
Bonitierung von Waldstandorten	31
Der Bestand als Bonitätsmaßstab	32
Bonitierung im schlagweisen Wald	32
Relative Höhenbonität	33
Absolute Höhenbonität	34
dGZ-Bonitäten	41
Ertragsniveau	41
Dynamische Bonitierung	43
Bonitierung in ungleichaltrigen Beständen	43
Bonitierung mit Hilfe von Standortparametern	44
Bodenparameter	45
Bodenvegetation	48
Klassifizierung	58
Zeigerwertmethode	50
Klima	51
Vergleich der Bonitierungsansätze	53
2 Morphologie der Waldbäume	55
Die Baumkrone	55
Das Kronenfenster – Erfassung der Kronenform im Gelände	57
Digitalisierung des Kronenprofils	59
Einfluss der Durchforstung auf die Kronenausprägung	59
Kronenmodelle höherer Auflösung	65
Der Baumschaft	69
Formzahlen	70
Formquotienten, Ausbauchungsreihen und Splines	70
Parameterkarge nicht lineare Schaftfunktionen	71
Die modifizierte Brink-Funktion	74
Beispiel einer Anpassung	74
Einheitsschaftmodelle	76
Holzqualität	79

Die Wurzel	82
Grobwurzeln: Erfassung und Struktur	84
Feinwurzeln: Erfassung und Struktur	88
3 Dichte und Konkurrenz	91
Bestandesgrundfläche	92
Bestandesdichteindex	93
Relativer Baumabstand	95
Kronenkonkurrenzfaktor	96
Überschirmung	97
BAL und BALMOD „Grundfläche der Größeren“	97
Kronenschirmflächen der Größeren	100
Grundflächen-Durchmesser-Index	101
Punktdichte	102
Überlappende Einflussbereiche	102
Distanzgewogenes BHD-Verhältnis	104
Verfügbarer Wuchsraum	108
Weitere Beispiele zur Punktdichte	109
4 Waldstruktur und Diversität	113
Artenvielfalt	113
Unimodale Durchmesservertelung	116
Multimodale Durchmesservertelung	119
Durchmesserhöhenvertelung	122
Einheitshöhenkurve	123
Bivariate Häufigkeitsvertelung	124
Abudanz und Dominanz	126
Parameter der Raumstruktur	131
Aggregation – das baumbezogene Winkelmass	132
Artendurchmischung	136
Dimensionsdifferenzierung	137
Erwartete und beobachtete räumliche Strukturen	140
5 Bestandeswachstum	143
Datengewinnung	144
Langfristig beobachtete Dauerversuchsflächen	145
Unechte Zeitreihen	147
Intervallflächen	150
Regionale Produktionsmodelle	152

Gesamtwuchsleitung und Zuwachs	153
Normalertragstafeln	157
Beispiel Regionale Ertragstafeln für Rotbuche	161
Daten aus Wachstumsfunktionen	163
Empirische Versuchflächendaten	164
Parametrisierung der Ertragstafelmodelle	164
Normale Grundflächenentwicklung	165
Normale Stammzahlentwicklung	166
Mathematische Produktionsmodelle	167
Beispiel: Ertragsschätzung für Kiefernwälder in Rußland	167
Murray's DGZ_{max} - Modell	168
Zuwachsprozente	170
Dichteabhängige Bestandeswuchsmodelle	171
Die Beziehungen zwischen Bestandesdichte und Wachstum	171
Beispiel dichteabhängiger Bestandesmodelle	174
Wuchsmodell für Fichtenbestände	175
Bestandesvolumen und Sortimentverteilung	178
Zusammenfassung	181
6 Wachstumsmodelle höherer Auflösung	183
Repräsentativbaum-Modelle	185
Die Prognose von Durchmesservertellungen	185
Ein Beispiel aus China	187
Ein Beispiel aus Chile	189
Ein Beispiel aus Südafrika	190
Die einfache Durchmesserfortschreibung	196
Die Veränderung der relativen Grundfläche	198
Die direkte Zuwachsschätzung	199
Zuwachsschätzung mit Hilfe nicht parametrischer Ansätze	203
Aktualisierung gespeicherter Inventurdaten: Ein Beispiel aus Spanien	205
Positionsabhängige Einzelbaummodelle	207
Simulative Reproduktion von Baumpositionen	207
Die Modelle WASIM und MOSES	209
Das Modell SILVA	211
Kleinflächenmodelle	213
Verjüngung	216
Mortalität	218
Räumliche Darstellung	218
Literaturverzeichnis	220

Kapitel 1

Grundlagen

Beeinflusst durch die Arbeiten von Mitscherlich (1971, 1975), Ulrich (1986) und Kramer (1988) befasst sich die moderne Waldforschung nicht mehr ausschließlich mit der wirtschaftlichen Nutzung der Wälder, sondern zunehmend mit dem Ökosystem Wald, seiner Struktur und Dynamik. Unabhängig von dem jeweils aktuellen Nutzen strebt die Waldforschung nach allgemeingültigen Erkenntnissen über die vielfachen Wechselbeziehungen zwischen den im Wald lebenden Organismen und deren anorganischer Umgebung. Gleichzeitig orientiert sie sich an den Bedürfnissen der Gesellschaft. Als Teil der forstwissenschaftlichen Disziplinen ist die Waldwachstumsforschung sowohl grundlagen- als auch praxisorientiert (Sterba, 1997).

Das Wachstum ist eine komplexe Reaktion der Waldbäume auf unterschiedliche externe Einflüsse. Zu den natürlichen Einflussfaktoren zählen die organischen und anorganischen Randbedingungen für die Entwicklung von Waldökosystemen. Nach Ulrich lässt sich die Umgebung der Organismen mit physikalischen und chemischen Parametern beschreiben. Klima und Mineralsubstanz des Bodens bestimmen in Rückkoppelung mit den Organismen den physikalisch-chemischen Zustand der Umgebung der Organismen (Abb. 1-1).

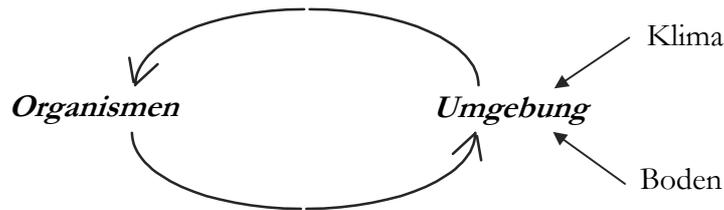
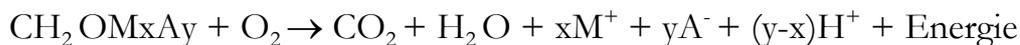


Abbildung 1-1. Prinzip der Rückkoppelung im Ökosystem Wald zwischen den Organismen und ihrer anorganischen Umgebung.

Die Organismen nehmen Energie und Stoffe auf und geben diese an die Umgebung ab, sie bilden die *Senken* und *Quellen* für Energie und Stoffe (Heinrich u. Hergt, 1990, S. 43 ff.). Bei der *Primärproduktion* erfolgt auf Grund der Photosynthese und Ionenaufnahme die Bildung von Phytomasse. Es finden sog. endergonische Reaktionen statt, die von außen Energie benötigen:



Bei der *Sekundärproduktion* (der „Atmung“) läuft der Prozeß in umgekehrter Richtung ab. Organische Substanz wird unter Sauerstoffaufnahme zersetzt, aufgenommene Energie wird in Form von Wärme wieder freigesetzt:



Schließlich erfolgt die Mineralisierung der organischen Substanz. Atmosphäre und Hydrosphäre liefern also wichtige Randbedingungen für das Wachstum der Waldbäume. Sie sind Reaktionsräume, in denen Stoffe aufgenommen und abgegeben werden.

Zu den *anthropogenen* Einflussgrößen zählen die immissionsbedingten Klimaveränderungen sowie die forstlichen Eingriffe und deren unmittelbare Auswirkungen auf das Waldklima. Die Waldwachstumsforschung gewinnt Informationen über die Reaktion der Bäume auf solche externen Einflüsse. Die gewonnenen Informationen werden sowohl für die forstbetriebliche Planung als auch für Holzaufkommensprognosen der holzverarbeitenden Industrie benötigt. Sie bilden zudem einen wichtigen Teil des Erkenntnisfortschritts in der Waldökologie und liefern Grundlagen für forstpolitische Entscheidungen.

Die waldwachstumskundliche Forschung ist somit ein Teilbereich der waldökologischen Forschung. Sie basiert auf bereits vorhandenen biochemischen Erkenntnissen und liefert ihrerseits Methoden und Modelle, die Aussagen über die Waldentwicklung erlauben. Die Frage nach der zukünftigen Entwicklung von Wäldern ist insbesondere im Hinblick auf veränderte Waldbaukonzepte von entscheidender Bedeutung. Im Mittelpunkt derartiger Prognosen steht die Erkenntnis, dass die vielerorts angestrebte ökologisch orientierte, multifunktionelle Waldnutzung einer Abwägung der ökologischen und ökonomischen Ansprüche an den Wald bedarf¹.

¹ Siehe z. B. Otto (1989), Niedersachsen (1991), Nordrhein-Westfalen (1991), Hessen (1993), Sturm (1994).

Diese Frage verlangt nach waldwachstumskundlichen Forschungsmethoden, die über die empirischen Ansätze der Vergangenheit hinausgehen. Es werden Informationen über die Entwicklung und Struktur von Wäldern benötigt, die im Hinblick auf ihre gegenwärtigen Flächenanteile in Deutschland bisher nicht ausreichend repräsentiert sind (Bundeswaldinventur, 1990). Aus diesem Grund ist die Waldwachstumsforschung häufig auf Schätzungen und Annahmen angewiesen. Dabei spielt die Simulation der Waldentwicklung mittels geeigneter Modelle und Algorithmen eine wichtige Rolle.

Die Ziele und Methoden der Modellierung werden durch den Modellzweck bzw. die angestrebte Erkenntnis bestimmt. So könnte das Wachstum von einzelnen Bäumen oder Waldbeständen beispielsweise im Hinblick auf die produzierte Biomasse, die vorhandenen Sortimente und die Struktur- und Konkurrenzverhältnisse kurz- oder langfristig modelliert werden. Erst die durch den Modellzweck erzwungene Fokussierung auf gewisse Aspekte des abzubildenden Systems erlaubt eine effiziente und knappe Darstellung desselben (Bossel, 1994a, S. 28).

Die folgenden Abschnitte befassen sich mit einer Darstellung der standörtlichen Rahmenbedingungen und deren Einfluss auf die Photosynthese. Weitergehende Informationen sind den diesbezüglichen Sachbüchern zu entnehmen. Im Anschluss an diesen allgemeinen Teil wird anhand von Beispielen die algorithmische Interpretation unterschiedlicher Systemgrößen sowie ihre Integration in entsprechende Modelle der Wachstumsmodellierung veranschaulicht.

Standörtliche Rahmenbedingungen

Die anorganische Umgebung der Waldbäume lässt sich unterteilen in die Bereiche Klima und Boden. Das Klima wird bestimmt durch die komplexen Faktoren *Strahlung*, *Temperatur*, *CO₂-Gehalt der Luft* und *Niederschlag*. Zur Charakterisierung dieser Einflussgrößen bedarf es der Beschreibung der Austauschprozesse zwischen Atmosphäre und Hydrosphäre in Form von Gasen, Partikeln, Wasser, gelösten Stoffen und Energie. Diese Austauschprozesse (auch als *Inputs* und *Outputs* bezeichnet) bilden die Grundbedingungen für das Baumwachstum.

Strahlung

Unter Strahlung versteht man eine Energieübertragung zwischen zwei Körpern oder Oberflächen. Die von der Sonne ausgehende elektromagnetische Strahlung wird als kurzwellige Strahlung bezeichnet und umfasst ultraviolette, sichtbare und infrarote Wellenlängenbereiche². Im Rahmen der waldwachstumskundlichen Forschung interessiert zum einem der Anteil der Strahlung, der tatsächlich auf die Erdoberfläche bzw. die Pflanzen auftrifft, zum anderen der photosynthetisch aus-

² Wellenlängenbereiche: ultraviolett (200-360 nm), sichtbar (360-760 nm) und infrarot (760-3000 nm)

nutzbare Anteil der Strahlung, der als photoaktive Strahlung (PAR³) bezeichnet wird.

Die Sonne strahlt etwa 42^{26} Joule pro Sekunde aus, wovon bis zur Grenze der Erdatmosphäre rund 8.4 Joule pro cm^2 pro Minute gelangen. Dieser Wert wird als Solarkonstante bezeichnet. Auf die Erdoberfläche gelangt jedoch nur ein Anteil von ca. 47% dieser Strahlung - die *Globalstrahlung*. Die Strahlungsverluste sind auf Absorption, Reflexion und Streuung beim Durchdringen der Atmosphäre zurückzuführen. Die Globalstrahlung besteht jedoch nicht nur aus direkter Sonnenstrahlung, sondern gelangt zudem als diffuse Himmelsstrahlung und als reflektierte Strahlung zum Boden.

Für das Baumwachstum entscheidend ist die Photoproduktion, das heißt die Umwandlung von Strahlungsenergie in chemische Energie durch die Photosynthese. Eine Voraussetzung für die Quantifizierung der Photoproduktion ist die Kenntnis der Strahlungsmenge, die in einem bestimmten Zeitraum durch die Blätter absorbiert wird (Mitscherlich, 1971, S. 50 ff.; Raven et al. 1987, S. 95 ff.). Im Rahmen der Modellierung des Wachstums von Waldbeständen interessiert die Integration dieser Systemgröße einschließlich ihrer täglichen und jährlichen Veränderungen. Inzwischen existieren eine Reihe von Ansätzen zur Berechnung der photoaktiven Strahlung. Hierzu bedient man sich spezieller Systemgleichungen, welche die photoaktive Strahlung in Abhängigkeit von der Sonnenhöhe beschreiben. Die Sonnenhöhe wiederum wird bestimmt durch die geographische Breite, die Tageszeit und die Sonnendeklination.

Die Sonnenhöhe ist definiert als Winkel der Sonnenposition zur bestrahlten Erdoberfläche. Je größer dieser Winkel ist, desto kürzer der Weg, den die Strahlung durch die Atmosphäre zurücklegen muss, und desto geringer ist dementsprechend der atmosphärische Strahlungsverlust, der auch als atmosphärische Trübung bezeichnet wird⁴. Mittags steht die Sonne am höchsten, das heißt, ihr Winkel zur bestrahlten Erdoberfläche ist groß und die durch die Atmosphäre verursachte Trübung gering. Mit abnehmender Sonnenhöhe nimmt die Trübung zu. Nach Penning de Vries u. Van Laar (1982, S. 105) kann die Sonnenhöhe mit Hilfe der nachstehenden Systemgleichung berechnet werden:

$$\sin(\beta) = \sin(\text{LAT}) * \sin(\text{Dekl}) + \cos(\text{LAT}) * \cos(\text{Dekl}) * \cos(15 * (\text{Std} - 12)) \quad 1-1$$

wobei

- $\sin(\beta)$ = Sonnenhöhe, d.h. der Winkel der Sonnenposition zur bestrahlten Erdoberfläche
- LAT = geographische Breite
- Std = Tageszeit
- Dekl = Sonnendeklination, d. h. der Winkel zwischen Sonne und Erdrotationsene

³ PAR ist die Abkürzung für '*photo-active radiation*'.

⁴Bei tiefstehender Sonne wird die blaue Sonnenstrahlung fast ganz zerstreut, und nur noch gelbe und rote Strahlung gelangt direkt zur Erdoberfläche. Die Sonne erscheint daher bei ihrem Auf- und Untergang rot.

Die Sonnendeklination wiederum ergibt sich aus dem Kalendertag (Tag) mit:

$$\delta = -23,4 \cdot \cos\left(2\pi \frac{\text{Tag}+10}{365}\right) \quad 1-2$$

Am Tag der Wintersonnenwende, dem 22. Dezember, nimmt die Variable *Tag* den Wert 355 an. Dann ist $\cos(2\pi) = 1$ und $\delta = -23,4$.

Mit Hilfe der Gleichung 1-1 ist es möglich, den Verlauf der Sonnenhöhe im Tages- und Jahresverlauf sowie für unterschiedliche Breitengrade darzustellen. Abb.1-2 zeigt beispielhaft den Verlauf der Sonnenhöhe während eines Jahres für drei unterschiedliche Breitengrade.

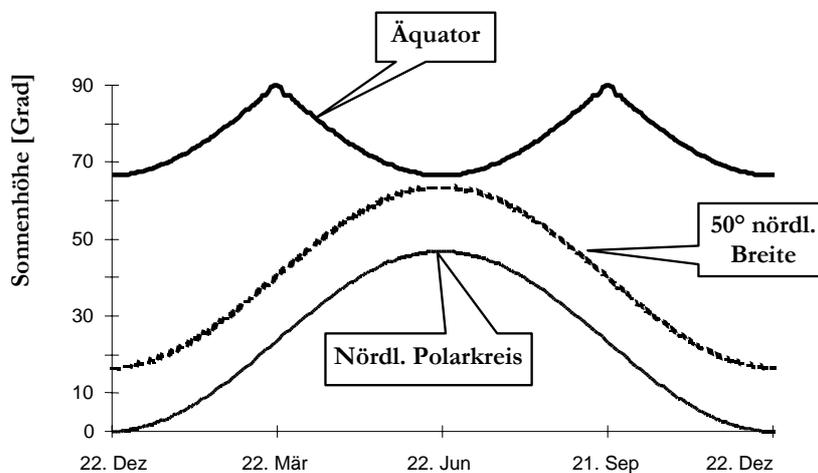


Abbildung 1-2. Die Sonnenhöhe im Jahresverlauf am Äquator, am 50. Grad nördlicher Breite und am nördlichen Polarkreis, jeweils um 12 Uhr.

Abb.1-3 zeigt den Verlauf der Sonnenhöhe im Tagesgang für den 50. Breitengrad an 3 unterschiedlichen Tagen im Jahr.

Die photoaktive Strahlung (PAR, in Watt/m^2) ergibt sich aus dem photosynthetisch wirksamen Anteil der Gesamtstrahlung (47 %), reduziert durch die Bewölkung ($0 \leq \text{WOLK} \leq 1$) und die atmosphärische Trübung ($\sin(\beta) \cdot e^{-0,15/\sin(\beta)}$), also

$$\text{PAR} = 1360 \cdot 0,47 \cdot \text{WOLK} \cdot \sin(\beta) \cdot e^{-0,15/\sin(\beta)} \quad 1-3$$

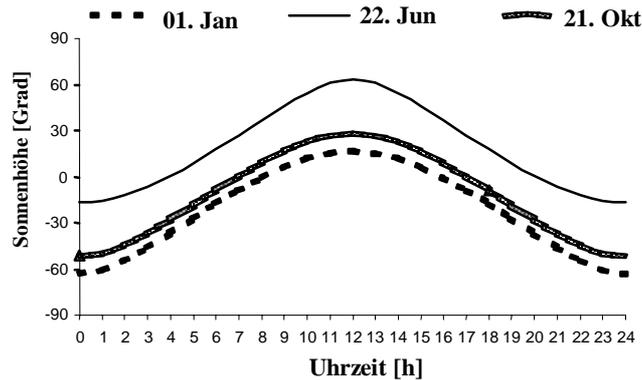


Abbildung 1-3: Die Sonnenhöhe im Tagesverlauf für den 50. Breitengrad an 3 unterschiedlichen Tagen im Jahr.

In Verbindung mit dem in den Abb.1-2 und 1-3 dargestellten Jahres- und Tagesverlauf der Sonnenhöhe kann nun die photoaktive Strahlung für einen bestimmten Tag und eine bestimmte Uhrzeit ermittelt werden. Abb.1-4 zeigt das Ergebnis einer entsprechenden Berechnung für drei ausgewählte Tage, wobei für die Bewölkung der Faktor 0.5 angenommen wurde.

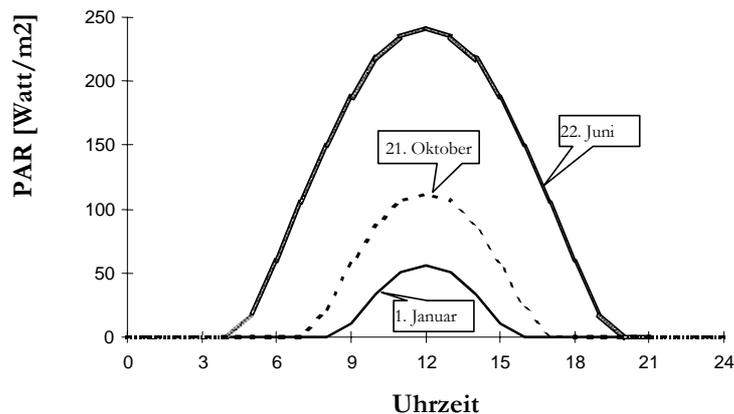


Abbildung 1-4: Photoaktive Strahlung (PAR) im Tagesverlauf für drei ausgewählte Tage.

Unter Verwendung der verfügbaren Systemgleichungen ist die Integration der Strahlungskomponente im Rahmen der Wachstumsmodellierung denkbar einfach. Die tägliche photoaktive Strahlungsmenge kann als Zeitintegral der momentanen Strahlung für einen beliebigen Tag und Ort auf der Nordhalbkugel berechnet werden (vgl. Bossel, 1992).

Eine Alternative zur modellhaften Berechnung bildet die empirische Ermittlung der Strahlungssummen für unterschiedlich geneigte und exponierte Waldstandorte. Nach Alisov et. al. (1956) lässt sich die Beziehung zwischen Hangneigung, Exposition und Strahlungsintensität eines Waldstandortes durch Gl. 1-4 darstellen.

$$\rho = \cos(LAT - 20,4) * \cos(\beta) + \sin(LAT - 20,4) * \sin(\beta) * \sin(\alpha) - 0,5 \quad 1-4$$

wobei

- ρ = Änderung der Strahlungsintensität bezogen auf den Meridian im Vergleich zur senkrecht gemessenen Strahlungsintensität
 LAT = geographische Breite
 β = Hangneigung
 α = Exposition (Osten = 0°, Süden = 90°)

Abb.1-5 zeigt eine Gegenüberstellung der empirischen und theoretischen Ermittlung der Strahlungssummen. Von Bedeutung ist hier weniger der Vergleich der in den Grafiken dargestellten absoluten Werte als vielmehr der Verlauf der Kurven und ihre Lage zueinander.

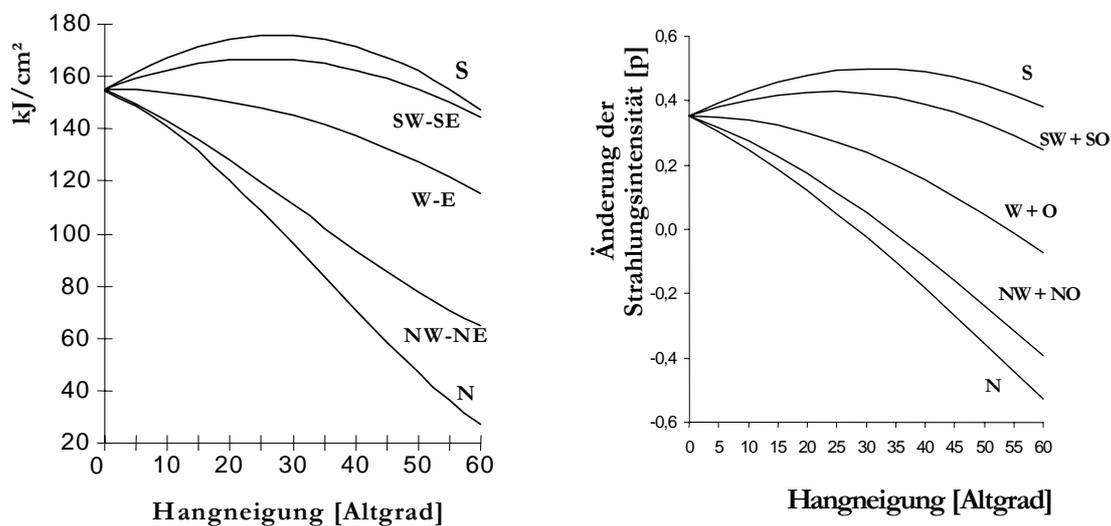


Abbildung 1-5: Besonnungssummendiagramm (links) für unterschiedlich geneigte und exponierte Standorte während der Vegetationsperiode in der Region Göttingen (Biederbick, 1992) und modellhafte Darstellung (rechts) des Einflusses der Exposition und Hangneigung auf die Strahlungsintensität nach Alisov et. al. (1956) für den 52. Breitengrad (Göttingen).

Die auf das Kronendach eines Baumbestandes auftreffende Strahlungsintensität nimmt in Folge der Lichtdämpfung in den unteren Kronenstraten ab. Dieser komplizierte Prozess wird häufig mit Hilfe einer einfachen Exponentialgleichung beschrieben und folgt dem sogenannten Lambert-Beer-Gesetz (Mitscherlich, 1971, S. 67; Leemans, 1992). Die Lichtdämpfung im Bestand kann mit Hilfe der Gl. 1-5 beschrieben werden.

$$I_z = I_0 \cdot e^{-k \cdot F_z}$$

1-5

wobei

I_z	=	Strahlungsintensität im Kronenstratum z
I_0	=	Strahlungsintensität im Freien
k	=	empirischer Lichtdämpfungskoeffizient
F_z	=	kumulativer Blattflächenindex im Stratum z

In einem vereinfachten Ansatz kann der Kronenraum in fünf Straten unterteilt werden (Abb. 1-6; s. Jansen u. Martin, 1995). Der Anteil $P(z)$ im z-ten Stratum an der vollen Strahlungsmenge ergibt sich aus $P(z) = e^{-k(z-1)}$ mit $k = 0.6931$.

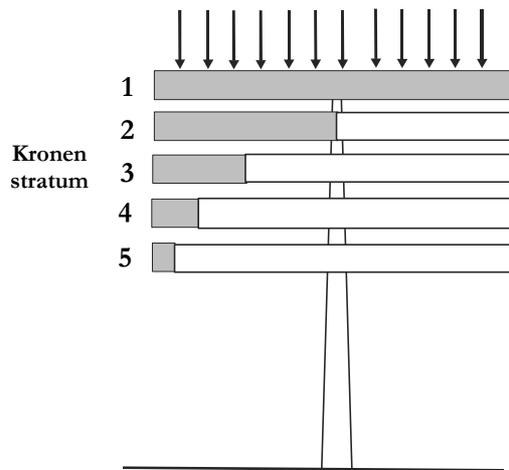


Abbildung 1-6: Exponentielle Lichtdämpfung nach einem Vorschlag von Bossel (1992).

Beispiel: Für das dritte Stratum ergibt sich $P(3) = 0.25$, - ein Viertel der vom Kronendach absorbierten Strahlungsmenge ist hier verfügbar.

Die Form der Lichtdämpfung, d.h. die vertikale Verteilung der Beleuchtungsstärke in einem Waldbestand ist abhängig von den über den einzelnen Messhöhen befindlichen Laubmassen bzw. dem Blattflächenindex. Diese treten im oberen Kronenbereich gehäuft auf und nehmen nach unten hin ab, daher verläuft die Licht-Extinktion nicht-linear. Nicht berücksichtigt ist jedoch, dass die Blätter an der oberen Kronenperipherie schräg aufwärts, die unteren mehr horizontal gestellt sind. Diesen Besonderheiten sind u.a. Monsi u. Saeki (1953), Saeki (1963) und Mitscherlich (1971, S. 68) nachgegangen.

Die Lichtverteilung ändert sich im jahreszeitlichen Rhythmus und wird u.a. beeinflusst von der Baumart und von der Bestandesbehandlung. Turton (1985) konnte unterschiedliche Lichtdämpfungsformen für mehrere Baumarten in Australien nachweisen. Die Unterschiede waren vor allem bedingt durch die artspezifischen Kronenstrukturen und Astwinkel. Im Sommer bei voller Belaubung ist das Gefälle der Strahlungsintensität in einem Laubwald zwischen dem unteren und oberen Kronenbereich sehr stark, nach dem Laubabfall erheblich ausgeglichener (Hutchinson u. Matt, 1977; Koop, 1989).

Bei gleicher Baumart kann die Form der Lichtdämpfung in erheblichem Maß durch forstliche Eingriffe beeinflusst werden. Schwach durchforstete Douglasien- und Fichtenbestände weisen einen dicht geschlossenen Kronenraum und darunter einen hohen kahlen Stammraum auf. In stark durchforsteten Nadelbaumbeständen ist daher trotz tief angesetzter Kronen die Lichtdämpfung geringer (Mitscherlich, 1971, S. 71).

Solche Erfahrungen werden schließlich dazu verwendet, das Baumwachstum über die Photoproduktion zu schätzen. Dafür gibt es unterschiedliche Ansätze. Besonders einfach ist das Vorgehen von Sievänen (1993), der beispielsweise die jährliche Photoproduktion einer Kiefer mit Hilfe der Gl. 1-6 schätzt:

$$P = 0,8 \cdot (0,003 \cdot PAR) \quad 1-6$$

wobei

- P = Photoproduktion einer Kiefer (kg Trockensubstanz pro Jahr)
 PAR = die durch eine Kiefer absorbierte photoaktive Strahlung (MJ pro Jahr⁵).

Die Photoproduktion ergibt sich somit über die maximale Photosyntheserate, welche 0.003 kg Trockensubstanz pro MJ Strahlungsenergie beträgt, und den Verlust an Biomasse durch Atmung, der hier auf 20 % geschätzt wird.

Eine differenziertere Darstellung der Photoproduktion ermöglicht die Lichtreaktionskurve, die die Beziehung zwischen der Assimilationsleistung (ASSI) und der photoaktiven Strahlung (PAR) beschreibt (Abb. 1-7). Die Photoproduktion strebt einem Maximalwert zu. Beim Erreichen dieses Maximums spricht man von Lichtsättigung. Die Lichtsättigung ist bei Lichtblättern höher als bei Schattenblättern (Matsuda u. Baumgartner, 1975) und zu Beginn der Vegetationsperiode ebenfalls höher als gegen Ende der Vegetationszeit (Maier u. Teskey, 1992; Luxmore et al., 1995).

Der Abszissenschnittpunkt der Lichtreaktionskurve, der sogenannte Lichtkompensationspunkt, ist definiert als diejenige Strahlungsenergie, bei der CO₂-Aufnahme und -Abgabe einander entsprechen. Dies ist beispielsweise morgens und abends bei geringer Strahlungsintensität, sowie im unteren Kronenbereich der Fall. Der Lichtkompensationspunkt liegt bei den Lichtbaumarten höher als bei den Schattbaumarten, bei jüngeren Individuen der gleichen Baumart niedriger als bei älteren - was den Jungpflanzen das Aufwachsen unter Schirm ermöglicht - und bei den Lichtblättern im gleichen Baum höher als bei den Schattenblättern (Kramer, 1988, S. 33).

Die allgemeine Beziehung zwischen der Assimilationsleistung (ASSI) und der photoaktiven Strahlung (PAR) kann mit Hilfe der Gl. 1-7 beschrieben werden.

⁵ 1 Joule/Sek entspricht 1 Watt. Diese Einheiten sind nur dann in Photonenflüsseinheiten (mol/s) transformierbar, wenn die Wellenlänge bekannt ist (vgl. Gates, 1980; Mohr u. Schöpfer, 1992; Atkins, 1987).

$$ASSI = \max ASSI \cdot \left[1 - e^{-k \cdot (PAR - PAR_0)} \right] \quad 1-7$$

wobei

$ASSI$ = Assimilationsleistung [$\text{mg CO}_2 / \text{dm}^2 / \text{h}$]

$\max ASSI$ = Maximale Assimilationsleistung

k = empirische Konstante, mit $k = f(\text{Baumart, rel. Luftfeuchte, Temperatur, CO}_2\text{-Gehalt})$

PAR = Photoaktive Strahlung

PAR_0 = Lichtkompensationspunkt

Abb.1-7 zeigt beispielhaft die Grafik einer Lichtreaktionskurve. Der Koeffizient k beträgt im Beispiel 0.0061 , $PAR_0 = 20 \text{ Watt/m}^2$ und $\max ASSI = 15 \text{ mg CO}_2 / \text{dm}^2 / \text{h}$.

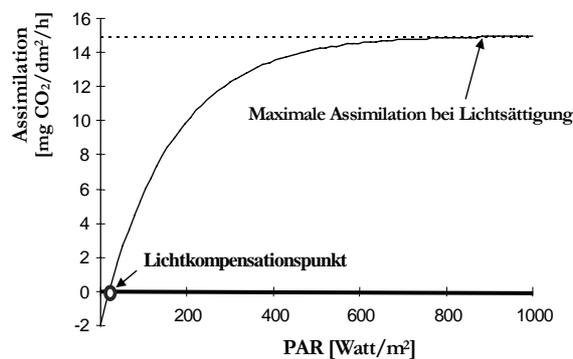


Abbildung 1-7: Beispielhafte Darstellung einer Lichtreaktionskurve mit Lichtkompensationspunkt.

Ein besonders aufwendiger Ansatz zur Schätzung der Photoproduktion ist das von Wang u. Jarvis (1990) beschriebene Verfahren. Für 52 Bäume eines Bestandes wurden zunächst mit Hilfe eines Kronenmodells die Blattflächen ermittelt, dann wurde stündlich die photoaktive Strahlung berechnet, und schließlich wurden für Licht- und Schattenblätter getrennt die Transpirations- und Photoproduktionsraten bestimmt.

Bei der Modellierung der Photoproduktion entsteht die Frage nach den Mechanismen der Allokation, d.h. nach der Zuweisung der Assimilate auf unterschiedliche Pflanzenkompartimente. Kurth (1998) unterscheidet zwei methodische Vorgehensweisen, den zentralistischen Ansatz und die Vorstellung der Ast-Autonomie (Abb. 1-7).

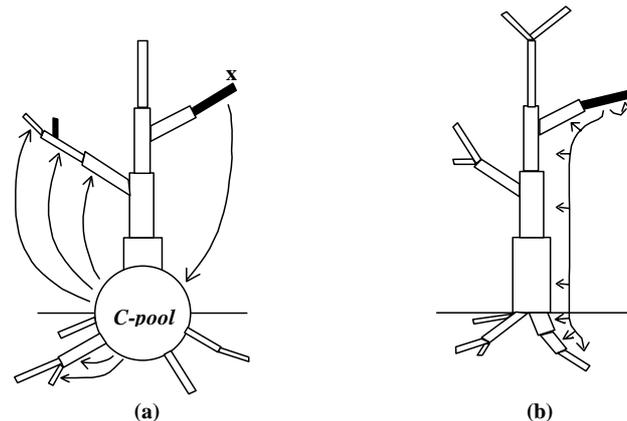


Abbildung 1-7a. Kohlenstoff-Allokation im Baum: der zentralistische Ansatz (a) und die Vorstellung der Ast-Autonomie (b) nach Kurth (1998).

In der zentralistischen Vorstellung werden die durch den Zweig X produzierten Assimilate ausgehend vom zentralen C-pool auf potentiell alle anderen Organe verteilt. In der Vorstellung der Ast-Autonomie können die Assimilate nur von X selbst verbraucht werden und von den Organen, die zum Pfad unterhalb von X gehören.

Bei der Beurteilung solcher Prozessmodelle ist zu berücksichtigen, dass Baumwachstum sehr viel mehr bedeutet als lediglich die Zunahme an Biomasse. Bäume besitzen die Fähigkeit, mit Hilfe differenzierter Anpassungsmechanismen auf Veränderungen der Umweltbedingungen zu reagieren. Diese Fähigkeit manifestiert sich in einer Vielfalt von Zellausprägungen, Gewebestrukturen und Organausformungen, die ein Baum im Laufe seines Lebens hervorbringt. Viele Einzelheiten dieser noch weitgehend unbekanntem Prozesse haben aber einen wesentlichen Einfluss auf das Wachstum (Raven et al., 1987).

Temperatur

Der größte Teil der absorbierten Strahlung wird in Wärme umgewandelt. Ökologisch entscheidend ist dabei nicht allein die dem Boden oder den Organismen zugeführte Wärmemenge, sondern der sich einstellende *Wärmezustand* des bestrahlten Körpers, seine *Temperatur* (Schubert, 1991, S.28). Der Wärmezustand eines Körpers ändert sich in Abhängigkeit von der zugeführten oder abgegebenen *Wärmeenergie*. Im Rahmen der waldwachstumskundlichen Forschung interessieren insbesondere der Tages- und Jahresgang der Temperatur und ihr Einfluss auf die Photoproduktion.

Die Temperatur im Jahresgang beeinflusst den Beginn und damit die Dauer der Vegetationsperiode. Den Beginn des Austreibens der Fichte in verschiedenen Höhenlagen der deutschen Mittelgebirge hat Mitscherlich (1971, S. 101) aus Beobachtungen des deutschen Wetterdienstes zusammengefasst. Abb. 1-8 zeigt diese Bezie-

hungen für den Harz, den Schwarzwald und das Alpenvorland. Das Datum des Austreibens nimmt je 100m Höhenzunahme um durchschnittlich 3.8 Tage zu.⁶

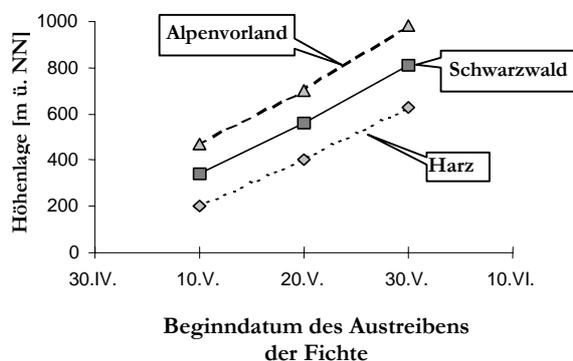


Abbildung 1-8: Das Datum des Austreibens der Fichte in verschiedenen Höhenlagen in Harz, Schwarzwald und Alpenvorland nach Mitscherlich (1971, S. 101).

Nach den Untersuchungen von Hänninen (1990) und Kramer (1996) ist der Zeitpunkt des Austreibens nicht photo-induziert, sondern ausschließlich temperaturabhängig. Der Blattaustrieb erfolgt an dem Tag, an dem die Erwärmungsrate einen kritischen Wert überschreitet. Dieser Wert ist nicht konstant, sondern fällt monoton mit der Zeit.

Die Untersuchungen von Chroust (1968) und Mitscherlich (1971, S. 102 ff.) zeigen einige Besonderheiten der Temperaturprofile in Waldbeständen. Die Verteilung der Lufttemperatur ist stark abhängig von der Durchforstungsart. In undurchforsteten Fichtenbeständen liegt das Maximum der Tagestemperatur im oberen, bei starker Durchforstung im mittleren bis unteren Kronenbereich, mit entsprechender Auswirkung auf die Bodenerwärmung. In Laubwaldbeständen erwärmt sich der Stammraum rascher als in Nadelwaldbeständen. Dort liegt das Temperaturmaximum vor dem Laubausbruch am Boden, nach dem Laubaustrieb im oberen Kronenbereich.

Eine Temperaturzunahme geht gewöhnlich einher mit einer Steigerung der enzymatischen Aktivität, die sich unmittelbar auf die Photosyntheserate auswirkt (Mooney, 1986, S. 352). Im Hinblick auf die Assimilation liegt das Temperaturoptimum der höheren Pflanzen zwischen 25° und 30°C, das Minimum etwa zwischen 0° und 5°C, während das Maximum bei 40° bis 50°C erreicht sein dürfte (Kramer, 1988, S. 35). Je nach Klimaregion variieren Pflanzen jedoch sehr stark hinsichtlich ihrer Reaktion auf den Faktor Temperatur. So weisen beispielsweise mehrjährige Wüstenpflanzen ein Optimum bei Temperaturen von über 40°C auf, antarktische Pflanzen hingegen von etwa 0°C (Mooney, 1986, S. 352).

Innerhalb einer bestimmten Klimaregion ist in der Regel ein gleichgerichteter Einfluss der Temperatur auf die Photosyntheserate nachzuweisen, das heißt, eine

⁶ Eine Verzögerung des Austreibens ist gelegentlich auch in Tallagen bei Kaltluftstau zu beobachten.

Temperaturzunahme führt im allgemeinen zu einer erhöhten Assimilationsleistung. Gleichzeitig folgt auf eine Temperaturzunahme jedoch auch eine Steigerung der Respirationsrate, die u. U. die Assimilation übersteigt. Sinnvolle Aussagen über den Einfluss der Temperatur auf die Assimilationsleistung sind deshalb nur unter Berücksichtigung der Nettoassimilationsleistung möglich. Abb. 1-9 verdeutlicht diesen Zusammenhang anhand eines Beispiels.

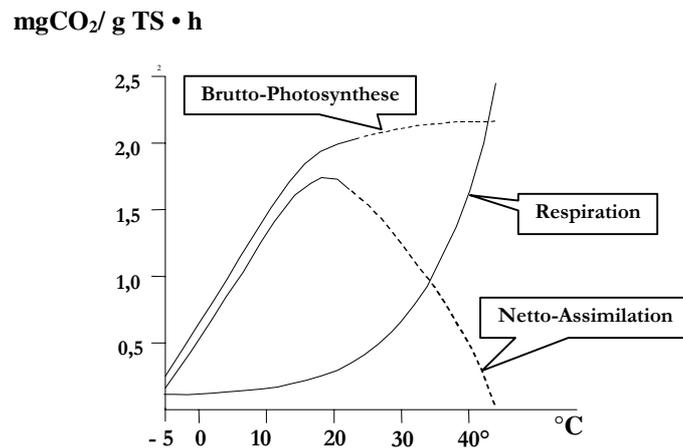


Abbildung 1-9: Einfluss der Temperatur auf die Bruttoassimilation, die Respiration und die Nettoassimilation (Milligramm CO₂ pro Gramm Trockensubstanz pro Stunde) von Zirbensämlingen (nach Mitscherlich, 1975, S. 147).

Tatsächlich besteht ein sehr kompliziertes Wechselspiel zwischen den verschiedenen auf die Photosynthese einwirkenden Faktoren. Die Untersuchungen von Schulze (1970) an einer Altbuche im Solling belegen, dass nur dann ein positiver Einfluss einer Temperaturzunahme nachzuweisen ist, wenn auch die Beleuchtungsstärke und die relative Luftfeuchtigkeit zufriedenstellend sind. Im Temperaturbereich von 8-24°C war bei geringer Beleuchtungsstärke (10 klx) und sehr niedriger Luftfeuchtigkeit (30 %) die Assimilation unabhängig von der Blatt-Temperatur auf einem sehr niedrigen Niveau etwa gleich hoch. Ein Temperaturanstieg auf ca. 20-24°C hatte jedoch bei günstigerer Luftfeuchtigkeit und höherer Beleuchtungsstärke (ab 30 klx) eine wesentliche Steigerung der Nettoassimilation zufolge.

Nach Kramer (1988, S. 35) erklären sich diese unterschiedlichen Reaktionen auf die Temperatur dadurch, dass Bruttoassimilation und Respiration in unterschiedlicher Weise von den genannten Klimafaktoren abhängig sind. Mitscherlich (1975, S. 157f.) weist darauf hin, dass zu den Klimafaktoren noch die Einflüsse der Wasser- und Nährstoffversorgung hinzutreten, die wiederum von der Transpirationsrate, der Wasserleitung im Baum und dem nutzbaren Bodenwasser abhängig sind. Zudem sind deutliche artspezifische Unterschiede hinsichtlich des Einflusses der Temperatur auf die Nettoassimilation im Tages- und Jahresgang nachweisbar.

Der Faktor Temperatur einschließlich seiner kurz- und langfristigen Veränderungen wird inzwischen auch in der waldwachstumskundlichen Modellforschung

berücksichtigt. Als Beispiel sei hier das von Bossel (1994b) entwickelte Modell *TREEDYN3* genannt. Das Modell berücksichtigt die wichtigsten Faktoren, welche die dynamische Entwicklung des Systems *Baum* bestimmen, wobei die grundlegenden ökophysiologischen Prozesse im allgemeinen für verschiedene Arten und Standorte identisch sind. *TREEDYN3* ist deshalb als generelles Modell konzipiert, das durch entsprechende Parameterwerte an eine konkrete Situation angepasst werden kann. Nach Bossel (1994b, S. 19) ergibt sich die durchschnittliche Lufttemperatur T für einen Kalendertag des Jahres durch Gl. 1-8.

$$T = T_{avg} + \frac{T_{amp}}{2} \cdot \sin \left[2\pi \left(t_s - \frac{1}{12} \right) - \frac{\pi}{2} \right] \quad 1-8$$

wobei

- T = Durchschnittliche Tagestemperatur
- T_{avg} = Durchschnittliche Jahrestemperatur
- T_{amp} = Schwankung der Durchschnittstemperatur zwischen kältestem und wärmstem Monat
- t_s = 'seasonal time'; es gilt: $t_s = (t_d + 10) / 365$, wobei t_d = Kalendertag

Wie bereits erwähnt, ist die Respirationsrate proportional abhängig von der Temperatur. Nach Bossel (1994b, S.19) kann der Einfluss der Temperatur auf die Respiration näherungsweise mittels folgender quadratischer Funktion beschrieben werden:

$$k_{Tr} = \begin{cases} \left(\frac{T - T_0}{T_n - T_0} \right)^2, & \text{wenn } T_0 \leq T \leq 40^\circ\text{C} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad 1-9$$

wobei

- k_{Tr} = Einfluß der Temperatur auf die Respiration
- T = Aktuelle Temperatur
- T_0 = Minimumtemperatur der Respiration
- T_n = Temperatur, bei der gilt $k_{Tr} = 1$ (Normalaktivität)

In Entsprechung hierzu kann nun auch der Temperatureinfluss auf die Assimilation kalkuliert werden. Die Photosyntheserate erreicht bei der Temperatur T_{opt} ein Maximum und geht bei weiterem Temperaturanstieg gegen Null. Die Abhängigkeit der Photosyntheserate von der Temperatur kann dann wie folgt beschrieben werden:

$$k_{Tp} = \begin{cases} 2 \left(\frac{T - T_{p0}}{T_{opt} - T_{p0}} \right)^2, & \text{wenn } T_{p0} \leq T \leq \frac{T_{opt} + T_{p0}}{2} \\ 1 - 2 \left(\frac{T - T_{p0}}{T_{opt} - T_{p0}} \right)^2, & \text{wenn } \frac{T_{opt} + T_{p0}}{2} < T \text{ und } k_{Tp} \geq 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad 1-10$$

wobei

- k_{Tp} = Einfluss der Temperatur auf die Photosynthese
- T = Aktuelle Temperatur
- T_{p0} = Minimumtemperatur der Photosynthese
- T_{opt} = Temperatur, bei der die Photosynthese ihr Optimum erreicht

Die Zusammenführung dieser beiden Faktoren ermöglicht eine Aussage über die Nettoassimilation.

Ein weiteres Beispiel für die Berücksichtigung des Faktors *Temperatur* findet sich bei Kellomäki et. al. (1993) in Form des Modells *FINNFOR*, das für die Untersuchung des Einflusses von Klimaänderungen auf die Struktur und die Wachstumsprozesse in borealen Waldökosystemen entwickelt wurde. Die Integration des Temperaturfaktors erfolgt deshalb sowohl hinsichtlich seiner stündlichen, täglichen und monatlichen als auch der jährlichen Veränderungen. Die Berechnung der durchschnittlichen Tagestemperatur ($T(d)$) basiert auf einem Markov-Prozess (vgl. Richardson 1981; Haith et al., 1984), wonach:

$$dT(d) = \mu_{mT} + \rho_{mT} \cdot (dT(d-1) - \mu_{mT}) + \sigma_{mT} \cdot n_i \cdot (1 - \rho_{mT}^2)^{1/2} \quad 1-11$$

wobei

- $T(d)$ = Durchschnittliche Temperatur für den Tag d
- μ_{mT} = Durchschnittliche Monatstemperatur
- σ_{mT} = Standardabweichung der durchschnittlichen Monatstemperatur
- ρ_{mT} = Autokorrelation der monatlichen Durchschnittstemperatur
- n_i = Normalverteilte Zufallszahl $N(0,1)$

Die stündlichen Temperaturwerte ($hT(h)$) für die Stunde h und den Tag d werden im Rahmen des Modells *FINNFOR* mit Hilfe einer Sinus-Funktion berechnet. Es gilt:

$$hT(h) = dT(d) + \left(\frac{\sigma_{dT}}{2} \right) \cdot \sin((h-6) \cdot 15) \quad 1-12$$

wobei

- $T(h)$ = mittlere Temperatur für die Stunde h und den Tag d
- σ_{dT} = Standardabweichung der Tagestemperatur innerhalb eines Monats

Beiden Modellen ist gemeinsam, dass der Temperaturgang auf der Grundlage bekannter Durchschnittstemperaturen und ihrer Variation hergeleitet wird. Bei *TREEDYN3* folgt die Modellierung des Temperatureinflusses auf die Nettoassimilation den grundlegenden Erkenntnissen über die Wirkungsrichtung der Temperatur, muss aber letztlich noch hinsichtlich der konkreten Parameterwerte einer speziellen Situation angepasst werden.

Wasser

Wasser ist für alle Organismen einer der entscheidenden Umweltfaktoren, da alle Lebensvorgänge unmittelbar oder mittelbar mit ihm verbunden sind; es ist Bestandteil der Stoffwechselprozesse, dient als Quellungs- und Lösungsmittel, als Transportmittel für die am Stoffwechsel beteiligten Substanzen und versetzt das Plasma in einen lebensnotwendigen Hydraturzustand (Schubert, 1991, S. 39). Die Verfügbarkeit von Wasser beeinflusst die Photosynthese sowohl indirekt über stomatare Effekte als auch direkt hinsichtlich biochemischer Effekte auf den Photosyntheseprozess (Mooney, 1986, S. 352f.).

Nach Kramer (1988, S. 36) setzt sich der Wachstumsfaktor Wasser aus den drei Elementen Luftfeuchtigkeit, Niederschlag und Bodenfeuchte zusammen. Somit sind die Wasserverhältnisse eines Standortes nicht nur von der Luftfeuchtigkeit und dem Niederschlag, sondern auch vom Boden und der Geländeausformung abhängig. Die drei Faktoren können sich jedoch nur zum Teil oder gar nicht kompensieren (Mitscherlich, 1975, S. 151). So vermag eine hohe Luftfeuchtigkeit die Bodenaustrocknung nur zu einem geringen Teil zu kompensieren. Umgekehrt kann jedoch auch eine geringe Luftfeuchtigkeit nicht durch ausreichend verfügbares Bodenwasser ausgeglichen werden.

Auf der Basis zahlreicher Fichtenversuchsflächen konnten Schübeler et al. (1995) einen Zusammenhang zwischen der unter sonst optimalen Bedingungen erreichbaren Maximalhöhe und der Wasserzahl darstellen. Als geeignete Wirkungsfunktion wurde die Beta-Funktion verwendet (Gl. 1-13 und Abb. 1-10).

$$p(H \max) = b_1 \cdot [WZ - a]^{b_2} \cdot [b - WZ]^{b_3} \quad 1-13$$

mit

$p(H \max)$	=	maximal erreichbare relative Höhe bei Wasserzahl WZ
a	=	0.40 (unterer Grenzwert)
b	=	8.90 (oberer Grenzwert)
b_1	=	0.03178
b_2	=	1.363
b_3	=	1.0

Die größte beobachtete Höhe auf den Versuchsflächen betrug 42 m, auf einer Fläche mit der Wasserzahl 5.6 (*mäßig frisch bis sehr frisch*). Bei einer Wasserzahl von 2 (*mäßig trocken*) und 8 (*feucht*) wurden jeweils nur 40 % dieser Höhe erreicht.

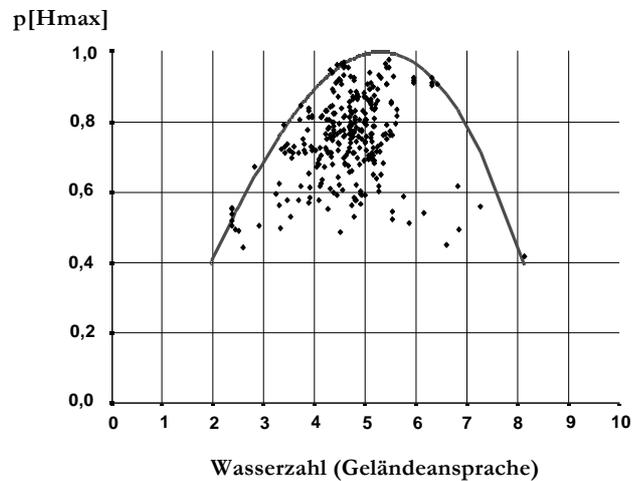


Abbildung 1-10: Mittelhöhen von Fichtendauerversuchsflächen für unterschiedliche Wasserzahlen, aufgetragen als Relativ-Werte der Maximalhöhe von 42 m.

Zwischen Photosynthese und Transpiration besteht zwangsläufig ein enger Zusammenhang. Die Öffnung der Stomata ermöglicht die Aufnahme von CO_2 , während gleichzeitig das Wasser in die Atmosphäre verdunstet. Optimale Photosyntheseleistungen sind nur bei voller Wassersättigung der Blätter möglich. Bereits geringe Wasserdefizite führen zu einer Verengung der Stomata, die eine drastische Minderung der Transpiration und Assimilation nach sich zieht (Mitscherlich, 1975; Kramer, 1988). So erklärt sich nach Walter (1960) die sogenannte "Mittagsdelle" der Tagesassimilationskurve mit dem teilweisen Schluss der Stomata aufgrund einer angespannten Wasserversorgung. Anhand dieser "Mittagsdelle" sei nochmals auf die Bedeutung des Zusammenspiels der verschiedenen Wachstumsfaktoren hingewiesen. So muss beispielsweise der Faktor Strahlung auch hinsichtlich seines Einflusses auf die übrigen Faktoren und in Verbindung mit diesen betrachtet werden.

Für die Transpirationsrate im Vergleich zur Photosyntheserate ergeben sich deutliche baumartenspezifische Unterschiede. Kiefer und Birke haben einen besonders verschwenderischen, Buche und Douglasie hingegen einen relativ geringen Wasserverbrauch (Kramer, 1988, S. 36f.).

Die wasserwirtschaftliche Bedeutung der Baumarten wird u.a. durch die Höhe der artspezifischen Interzeptionsverluste bestimmt (Abb. 1-11). Interzeption erfolgt dadurch, dass die Regentropfen durch Adhäsion an die Blattoberflächen gebunden werden. Bei hoher Oberflächenspannung des Blattes (die z. B. durch einen Wachsüberzug gegeben ist) ist die Adhäsion gering, die Tropfen rollen leicht über die Blattoberfläche ab. Bei geringer Oberflächenspannung verteilt sich der Tropfen auf der Blattoberfläche und läuft erst ab, wenn sein Gewicht die Adhäsion am Blatt-

rand überwindet. Besonders stark sind die Adhäsionskräfte dort, wo sie von zwei Seiten aus wirken können, wie z.B. in einer Blattachsel.

Stammablauf und Kronendurchlass liegen bei den meisten Laubbäumen etwas höher als bei den Nadelbäumen. Allerdings nimmt bei den Nadelbäumen der Kronendurchlass mit zunehmendem Niederschlag zu, sodass nach Mitscherlich (1971, S. 205) der Anbau der Fichte in niederschlagsreichen Mittelgebirgslagen nicht so ungünstig zu beurteilen ist wie in niederschlagsarmen Tieflagen.

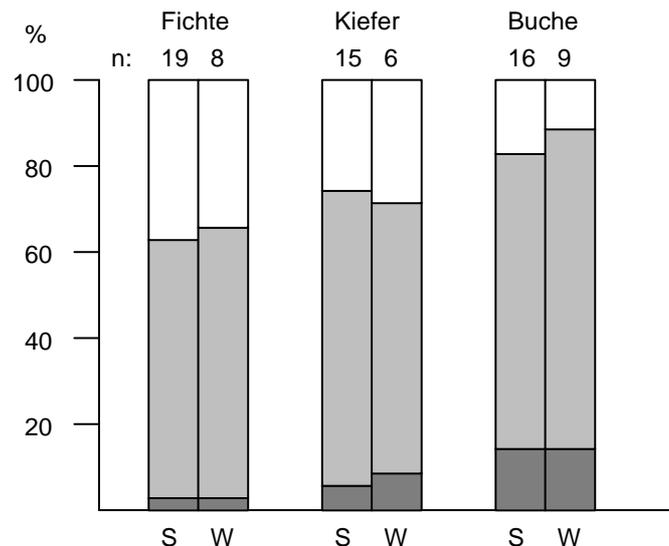


Abbildung 1-11: Interzeptionsverlust , Kronendurchlass und Stammablauf bei drei Baumarten nach Mitscherlich (1971, S. 205) S = Sommer, W = Winter.

Besonders bedeutsam für das Wachstum der Waldbäume sind Änderungen im Bodenwasserhaushalt. Mit Ausnahme des fließenden Grundwassers entstammt das Bodenwasser zum größten Teil den Niederschlägen und wird dort entweder als Haftwasser festgehalten oder fließt ab. Als *Feldwasserkapazität* wird die Haftwassermenge bezeichnet, die eine Bodenschicht 2-3 Tage nach voller Wasserauffüllung zurückzuhalten vermag.

Je mehr ein Boden mit Wasser gesättigt ist, desto geringer ist die Saugspannung, die sich im Boden einstellt. Mit fortschreitendem Wasserentzug durch die Wurzel steigt die Saugspannung in Abhängigkeit der Porengröße verteilt an, und das im Boden gespeicherte Wasser kann zunehmend schlechter von den Wurzeln genutzt werden. Wenn das Wasser so fest gebunden ist, dass es nicht mehr durch die Wurzeln aufgenommen werden kann, ist der *Welkepunkt* (pF 4,2) erreicht. Die im Porensystem des Bodens herrschende Saugspannung ist somit eine physikalische Widerstandsgröße, die das Wurzelwachstum wesentlich beeinflusst. Mit zunehmender Saugspannung im pF-Bereich 3.0 – 3.5 zeigt die Wurzel eine starke Einschränkung des Wachstums. (Mitscherlich, 1975; S. 28 f.). Oberhalb von pF 3.5 erreicht der Wassergehalt für das Wurzelwachstum bereits eine kritische Grenze.

Teepe et al. (2000) konnten sehr anschaulich die Abnahme des Gesamtporenvolumens und die Veränderung der Saugspannungskurven nach dem Befahren mit Rückemaschinen in einem sandigen Waldboden zeigen (Abb. 1-12).

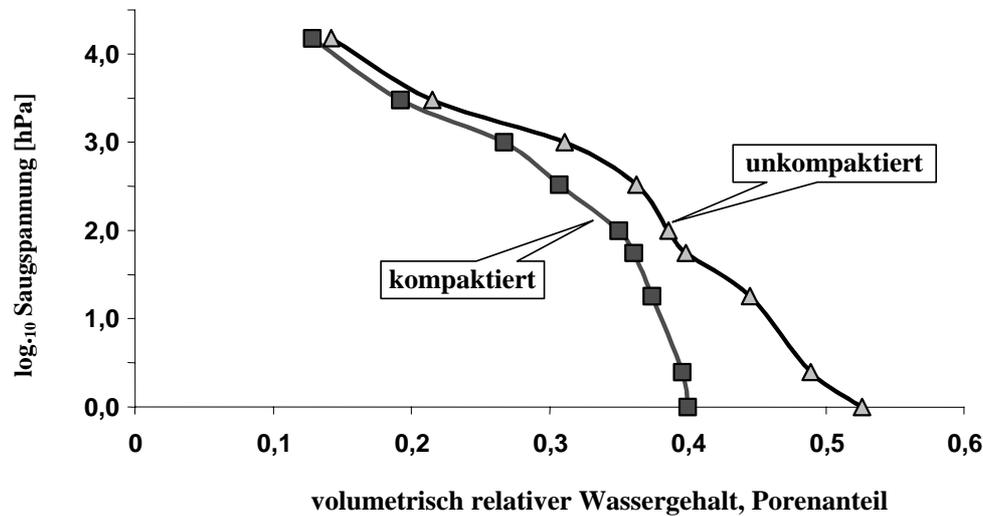


Abbildung 1-12. Saugspannungskurven für einen schwach tonigen Sand (St2) in 0-5 cm Tiefe vor und nach dem Befahren mit Rückefahrzeugen (nach Teepe et al., 2000).

Besonders auffällig ist der unterschiedliche Verlauf der pF-Kurve im unteren Saugspannungsbereich (bis ca. pF 2,0). Hieran ist zu erkennen, dass die Verdichtung insbesondere zu einer Abnahme der Grobporen geführt hat und eine schlechtere Bodendurchlüftung zur Folge hat.

Nach einem Vorschlag von Shugart (1984) ergeben sich die monatlichen Änderungen im Bodenwasserhaushalt aus der Differenz von Niederschlag und Evapotranspiration (Abb. 1-12a).

Ein Beispiel für die Modellierung der Evapotranspiration, also der gesamten von einem mit Pflanzen bedeckten Boden an die Atmosphäre abgegebenen Wasserdampfmenge, findet sich bei Botkin (1993, S. 55). Die Herleitung der tatsächlichen Evapotranspiration E erfordert dabei zunächst eine Kalkulation der potentiellen Evapotranspiration E_0 in mm pro Standardmonat⁷:

⁷ Zum Vergleich siehe Kellomäki et. al. (1993, S.7f).



Tafel 1-1: Buchenbestand mit femelartiger Verjüngung; Thüringer Forstamt Bleicherode.

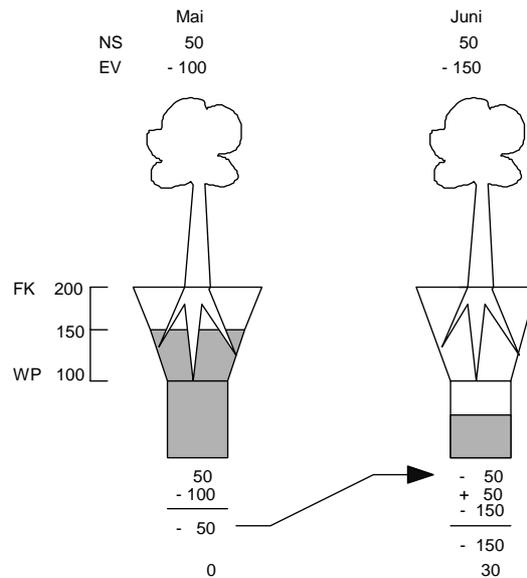


Abbildung 1-12a: Monatliche Änderungen im Bodenwasserhaushalt als Folge von Einträgen in Form von Niederschlag (NS) und Austrägen durch Evapotranspiration (EV) nach Shugart (1984); FK = Feldkapazität, WP = Welkepunkt.

$$E_{0j} = 16 \cdot (10 \cdot T_j / I)^a \tag{1-14}$$

wobei

- E_{0j} = Potentielle Evapotranspiration für den Monat j [mm]
- j = Standardmonat (30 Tage mit je 12 Stunden Tageslicht)
- T_j = Mittlere Monatstemperatur

I = Hitzeindex, wobei gilt: $I = \sum_{j=1}^{12} \left(\frac{T_j}{5} \right)^{1,514}$

a = $(0.675 I^3 - 77.1 I^2 + 17.920 I + 492.390) \cdot 10^{-6}$

Nach Botkin (1993, S. 55) wird die tatsächliche Evapotranspiration E durch E_0 und die Menge des verfügbaren Bodenwassers bestimmt. Oberhalb der Feldwasserkapazität w_k entspricht die tatsächliche Evapotranspiration der potentiellen, darunter limitiert der aktuelle Bodenfeuchtigkeitswert w die Evaporationsrate (Gl. 1-15).

$$E = \begin{cases} E_0, & w \geq w_k \\ E_0 \cdot \left(\frac{w}{w_k} \right), & \text{sonst} \end{cases} \tag{1-15}$$

Rechenbeispiel: E_0 ist 6 mm pro Tag und w_k 180 mm pro m Bodentiefe. Solange $w \geq w_k$, ist die aktuelle Evapotranspiration E gleich der potentiellen mit 6 mm/d. Sinkt die aktuelle Bodenfeuchtigkeit w unter w_k , z. B. auf 120 mm/m, so ergibt sich $E = E_0 \cdot \frac{120}{180} = 4 \text{ mm/d}$.

Luft

Die Luft besteht zu ca. 78 % aus Stickstoff, zu ca. 21 % aus Sauerstoff und enthält ca. 1 % Argon und andere Edelgase. Des weiteren enthält die Luft einen Anteil von 0.03 % Kohlendioxid, das für die Photosynthese eine Schlüsselrolle spielt und deshalb im Rahmen der Wachstumsmodellierung den Untersuchungsschwerpunkt darstellt. Eine ausführliche Darstellung der Bedeutung der übrigen Bestandteile der Luft für das Waldwachstum findet sich bei Mitscherlich (1975).

Lundegård (1957) weist darauf hin, dass sich der CO₂-Gehalt der Luft in der genannten Intensität im Minimum seiner Wirkungsmöglichkeiten befindet. Eine Zunahme der CO₂-Konzentration führt zu einer erheblichen Steigerung der Photosynthese (Mitscherlich, 1975, S. 141). Nach Hertstein und Jäger (1995, S. 67) sind bei univariater Betrachtungsweise nach einem alleinigen Anstieg der CO₂-Konzentration Steigerungen des Pflanzenwachstums in einer Größenordnung von 10 bis 50 % nicht auszuschließen (vgl. auch die Darstellungen von Kramer, 1996, S. 89).

Der CO₂-Gehalt der Atmosphäre war ursprünglich vermutlich größer als heute und nahm im Laufe der Erdgeschichte ab (Mitscherlich, 1975, S. 89). Tatsächlich ist jedoch heute aufgrund der Verbrennung fossiler Brennstoffe wieder ein Anstieg des CO₂-Gehaltes der Luft nachweisbar, mit einer Vielzahl von mittelbaren und unmittelbaren Einflüssen auf das Pflanzenwachstum (Hertstein und Jäger, 1995).

Deutliche zeitliche und räumliche Schwankungen des CO₂-Gehaltes der Luft sind sowohl im Verlauf eines Tages als auch eines Jahres und innerhalb eines Bestandes nachweisbar. Als Folge der Respiration der Bodenorganismen findet sich in Bodennähe nachts ein Maximum der CO₂-Konzentration und tagsüber ein Minimum, wobei die Tag-Nacht-Schwankung während der Hauptvegetationszeit von Mai bis September am stärksten ist (Häckel, 1993, S. 16). Nach Mitscherlich (1975, S. 93) ist dies im wesentlichen darauf zurückzuführen, dass das durch die Bodenatmung an die Luft abgegebene CO₂ tagsüber durch horizontale und turbulent-vertikale Luftströmungen rasch verwirbelt wird und zudem CO₂ von der Vegetation zur Photosynthese aufgenommen wird. Nachts hingegen, bei stabiler Luftschichtung und fehlender Photosynthese, ist der CO₂-Gehalt der bodennahen Luftschichten groß.

Der Jahresgang der CO₂-Konzentration zeigt ein Maximum vor Beginn der Vegetationszeit sowie ein Minimum beim Einsetzen der Winterruhe, was auf den kontinuierlichen CO₂-Entzug der Atmosphäre während der Wachstumsperiode und der darauf folgenden Veratmung ab dem Herbst zurückzuführen ist (Häckel, 1993, S. 16).

Auf die CO₂-Verteilung innerhalb eines Waldbestandes geht Mitscherlich (1975, S. 95ff.) ausführlich ein. So besteht zwischen der Bodenoberfläche und den höheren Luftschichten in und über einem Bestand ein deutliches CO₂-Gefälle, das im Kronenraum durch die Photosynthese noch verstärkt wird. Je nach Bestandesstruk-

tur lassen sich dabei gewisse Unterschiede erkennen. Mitscherlich et al. (1963) konnten in zwei Beständen des Hochschwarzwaldes nachweisen, dass der CO_2 -Gehalt der bodennahen Luftschichten in einem Tannen-Buchen-Fichten-Plenterwald nachts wesentlich höher war als in einem einschichtigen Fichtenhochwald. Dies ist vermutlich auf die höhere Bodenatmung und die größere Windruhe im Plenterwald zurückzuführen.

Ein Beispiel für modellhafte Nachbildung des CO_2 -Ganges findet sich bei Kellomäki et al. (1993, S. 27f.). Innerhalb des Modells *FINNFOR* erfolgt eine Modellierung der mittleren jährlichen und der täglichen CO_2 -Werte. Die mittlere jährliche CO_2 -Konzentration $\text{CO}_2(a)$ der Luft in ppm ist nach Kellomäki et al. (1993):

$$a\text{CO}_2(a) = \text{iniCO}_2(a) + \frac{C}{1 + e^{-\text{steep} \cdot \text{nyear}}} \quad 1-16$$

wobei

- $\text{CO}_2(a)$ = Durchschnittliche jährliche CO_2 -Konzentration [ppm] für das Jahr a
- $\text{iniCO}_2(a)$ = CO_2 -Konzentration zu Beginn der Simulation
- steep = Parameter, der die *Steilheit* der Kurve bestimmt
- nyear = Anzahl der Jahre seit Simulationsstart
- C = Zielwert der CO_2 -Konzentration am Ende der Simulation

Der erwähnte Jahresgang der CO_2 -Konzentrationen kann mittels einer Cosinus-Funktion berechnet werden. Die täglichen CO_2 -Werte der Luft $\text{CO}_2(d)$ ergeben sich aus:

$$d\text{CO}_2(d) = a\text{CO}_2(a) + \left(\frac{\sigma_{a\text{CO}_2}}{2} \right) \cdot \cos \left(0,986 \cdot \text{jday} \cdot \frac{2\pi}{360} \right) \quad 1-17$$

wobei

- $\text{CO}_2(d)$ = Durchschnittliche tägliche CO_2 -Konzentration [ppm] für den Tag d
- $\text{CO}_2(a)$ = Durchschnittliche jährliche CO_2 -Konzentration [ppm] für das Jahr a
- S_{CO_2} = Schwankung der CO_2 -Konzentration zwischen Wintermaximum und Sommerminimum [ppm]
- jday = Julianischer Tag

Rechenbeispiel: Die durchschnittliche jährliche CO_2 -Konzentration betrage 330 ppm und die Differenz zwischen Wintermaximum und Sommerminimum 70 ppm. Die Konzentration des 150. Tages seit Jahresbeginn errechnet sich somit zu:

$$\text{CO}_2(d) = 330 + \frac{70}{2} \cdot \cos \left(0,986 \cdot 150 \cdot \frac{2\pi}{360} \right) = 300 \text{ ppm.}$$

Nährstoffhaushalt

Von der Vielzahl der chemischen Elemente sind nach Fiedler et al. (1973) etwa 16 für das Wachstum der höheren Pflanzen unentbehrlich. Sie lassen sich in nichtmineralische (C, O, H) und mineralische Nährelemente gliedern. Die mineralischen Nährelemente wiederum sind in Haupt- (N, P, S, K, Ca, Mg) und Spurenelemente

(Mo, Fe, Mn, Zn, Cu, Cl, B) untergliedert und beeinflussen den Pflanzenwuchs in spezifischer Weise (Mitscherlich, 1975, S. 36).

Überragende Bedeutung für das Baumwachstum hat der pflanzenverfügbare Stickstoff im Boden (Carlyle, 1986). Der Import von Stickstoff geschieht entweder über die Düngung, die biologische Fixierung von Luftstickstoff (N_2) oder über die atmosphärische Deposition (Abb. 1-13). Bei der asymbiotischen Stickstoff-Fixierung wandeln freilebende Mikroorganismen Luftstickstoff (N_2) in Ammonium (NH_4^+) um und führen es so dem Nährstoffkreislauf zu.

Auch der interne Umsatz ist eine Quelle für den pflanzenverfügbaren Stickstoff. Im Wald ist Stickstoff zwar in großen Mengen vorhanden, aber zum größten Teil organisch gebunden und somit für die Pflanzen nicht verfügbar. Erst durch den mehrstufigen Abbau der stickstoffhaltigen Reste abgestorbener Organismen wird diese N-Quelle nutzbar. Bei der Mineralisierung entsteht zunächst Ammonium (NH_4^+), das bei der nachfolgenden Nitrifikation durch Bakterien oder Pilze in Nitrat (NO_3^-) umgewandelt wird. Der Stickstoff kann von den Pflanzen sowohl als Ammonium als auch in Form von Nitrat aufgenommen werden.

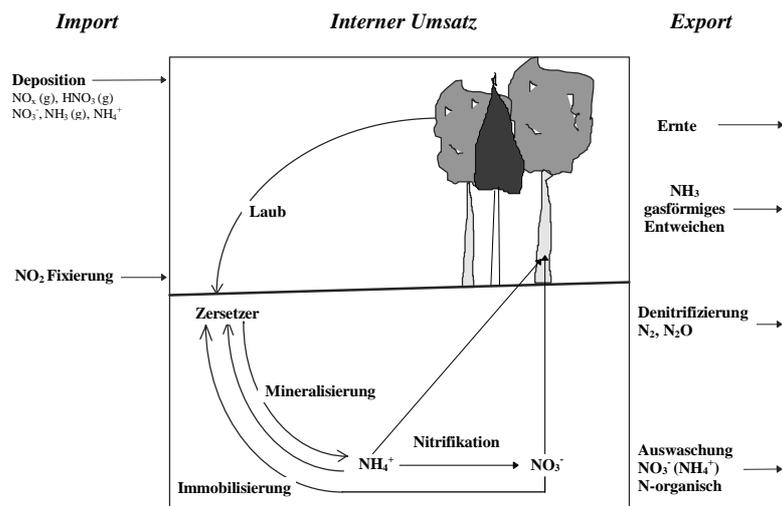


Abbildung 1-13: Modell des Stickstoffkreislaufes nach Gundersen (1995).

Aus dem System exportiert wird der Stickstoff vor allem durch Holznutzung, durch gasförmiges Entweichen in die Atmosphäre, durch Denitrifikation oder durch Auswaschung als Nitrat ins Grundwasser (Ortloff u. Schlaepfer, 1997).

Die Ausprägung der Humusaufgabe steht in gegenseitiger Abhängigkeit zum biochemischen Zustand des Bodens. Einerseits beeinflussen Art und Mächtigkeit die Bildung des Bodengefüges und die Nährstoffversorgung, andererseits spiegelt sich in der Humusform die Ablaufgeschwindigkeit von Zersetzung und Mineralisierung wider. Dabei sind die unterschiedlichen Humusformen durch ihren Zersetzungszustand und ihren Stickstoffgehalt (quantifiziert durch das C/N-Verhältnis) gekennzeichnet, der wiederum einen Rückschluss auf die Nachlieferung von Nährstoffen erlaubt. Im Rahmen der Modellierung des komplexen Faktors *Nährstoffe*

Für die Eigenschaften der Böden ist die Mineralzusammensetzung des Ausgangsmaterials von entscheidender Bedeutung, wobei Menge und Art der in den Gesteinen enthaltenen primären Silikate mitentscheidend sind für das Nährstoffangebot der Böden, die im Zuge der Gesteinsverwitterung entstehen (Mitscherlich, 1975, S. 3ff.).

Der Boden kann dabei als Reaktionsraum definiert werden, in dem Stoffe aufgenommen und abgegeben werden. Von Interesse sind der Stoffinhalt der Bodenlösung, der mobilisierbare Ionenpool (d.h. die Stoffzusammensetzung der Oberflächen der Festsubstanz) und die Nachlieferung von Ionen an den gelösten und mobilisierbaren Pool.

Modellierung der standörtlichen Rahmenbedingungen

Das Verständnis der Auswirkungen unterschiedlicher Standortfaktoren auf das Bestandeswachstum und die Beschreibung der diesbezüglichen Erfahrungen zählen seit jeher zu den vordringlichen Aufgaben der waldwachstumskundlichen Forschung. Einige Standortfaktoren gewinnen eine umso größere Bedeutung, je begrenzter sie für das Wachstum zur Verfügung stehen. Auf trockenen Standorten ist die Feuchte der beschränkende Faktor, auf nassen die Durchlüftung des Bodens, die umso wichtiger wird, je nährstoffreicher der Boden ist. Auf gut wasserversorgten nährstoffreichen Standorten sind Nährstoffhaushalt und Licht die wichtigsten beschränkenden Faktoren.

Die Beziehungen zwischen den wachstumsbestimmenden Standortfaktoren und der Biomasse-Akkumulation sind unterschiedlich (Abb. 1-15). Nur die Lichtreaktionskurve ist asymptotisch. Temperatur, Wasser und Nährstoffversorgung sind Maximumbeziehungen.

Es gibt eine Vielzahl von Beispielen zur Quantifizierung der in Abb. 1-15 dargestellten Beziehungen. Zu den häufigsten Ansätzen zählten bisher die multiplen Regressionsmodelle (Moosmayer u. Schöpfer, 1972; Schönau, 1988). Das nachstehende Programm *Moosmayr* ermöglicht z. B. eine Schätzung des durchschnittlichen Gesamtzuwachses bei Kenntnis einiger Standortfaktoren, die entweder bereits infolge einer Standortkartierung verfügbar sind oder mit relativ wenig Aufwand erhoben werden können.

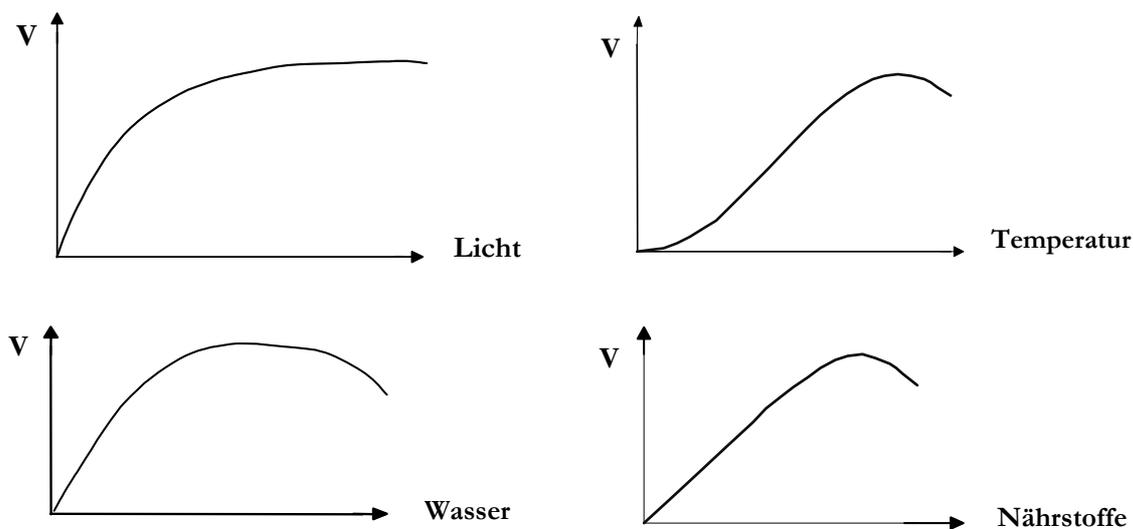


Abbildung 1-15: Die Beziehungen zwischen einigen wachstumsbestimmenden Standortfaktoren und der Biomasse-Akkumulation (V) nach Kimmins (1990).

Ein wesentliches Problem bei der Modellierung des Waldwachstums bereitet die Tatsache, dass bestimmte im Rahmen der Standortkartierung erfasste Standortgrößen nur in Form semantisch-kategorischer Variablen vorliegen. So wird ein Standort beispielsweise mittels Variablen wie "flach- bis mittelgründiger Boden", "mäßig frisch" oder "mittlere Nährstoffversorgung" beschrieben. Die in dieser Form vorhandenen Standortbeschreibungen sollten wenn möglich aufgrund ihrer großräumigen Verfügbarkeit Eingang in entsprechende Wachstumsmodelle finden.

Eine beispielhafte Umsetzung solcher Informationen in brauchbare Modelle findet sich bei Kahn (1994). Zur Charakterisierung des forstlichen Standortes werden in Anlehnung an die Tradition der forstlichen Standortkartierung drei komplexe ökologische Faktoren, der Nährstoffhaushalt, die Wärmestufe und die Feuchtestufe definiert. Diese komplexen Faktoren werden durch die Aggregation der nachstehenden 9 einzelnen Wirkungsfaktoren hergeleitet:

- a) NO_x = Störfaktor Stickoxyd-Konzentration
- CO₂ = Störfaktor CO₂-Konzentration
- NST = Nährstoffversorgung [Begriff aus der Standortkartierung]
- b) DT10 = Anzahl der Tage im Jahr mit einer Durchschnittstemperatur über 10°C
- TVAR = Jahrestemperaturamplitude [C°]
- TV = Jahresdurchschnittstemperatur [C°]
- c) MV = Ariditätsindex nach De Martonne
- Frisch = Bodenfrische [linguistische Variable aus der Standortkartierung]
- NV = Niederschlagssumme während der Vegetationszeit [mm]

Diese 9 Einzelfaktoren werden zu sogenannten "komplexen ökologischen Faktoren" zusammengefaßt, die im Rahmen der weiteren Modellierung zwei Parameter der Alters-Höhenentwicklung steuern (Abb.1-16).

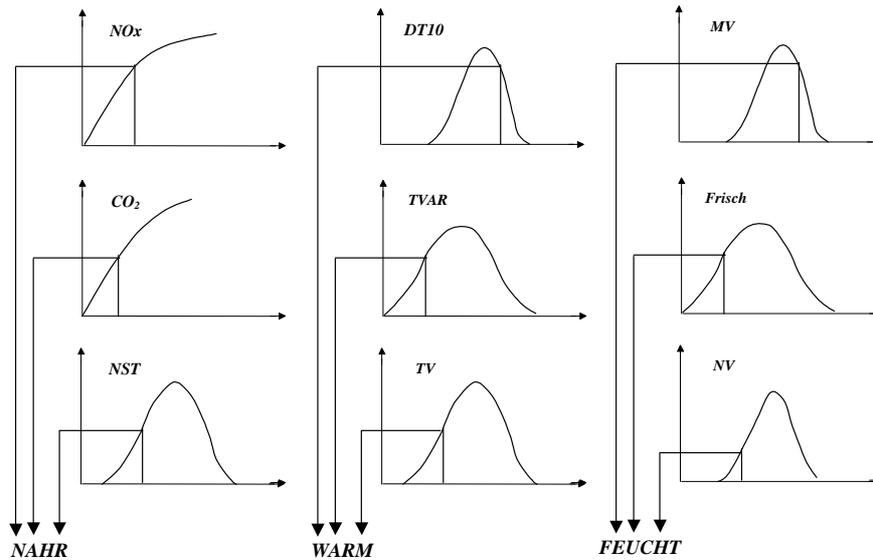


Abbildung 1-16: Die Herleitung der komplexen ökologischen Faktoren **Nahr**, **Warm** und **Feucht** über spezifische Wirkungsfunktionen nach Kahn (1994, S. 115).

Die Transformation der ordinal skalierten Standortfaktoren Nährstoffversorgung und Bodenfrische auf ein metrisches Skalenniveau wird mittels des Konzeptes der linguistischen Variablen bewältigt. Das numerische Approximationssystem nach Chen und Hwang (1992) ermöglicht eine Konvertierung der kategorischen Merkmale aus der Standortkartierung (Tab. 1-1).

Die Auswirkung der 9 Einzelfaktoren auf das Höhenwachstum wird mit Hilfe einer Wirkungsfunktion $\mu(X)$ beschrieben, wobei X die jeweilige Ausprägung eines Standortfaktors beschreibt und $\mu(X)$ die Wirkung auf das Höhenwachstum.

Variable	Bodenfrische		Nährstoffversorgung	
Skala	7		4	
Term	Fachbegriff	"Wert"	Fachbegriff	"Wert"
nichts				
sehr gering	sehr trocken	0.083		
gering-sehr gering	trocken	0,25		
gering	mäßig trocken	0.250	gering	0.115
ziemlich gering				
mittel gering	mäßig frisch	0.370	gering-mittel	0.300
mow gering				
mittel	frisch	0.500	mittel	0.500
mow hoch				
mittel hoch	sehr frisch	0.630	mittel-hoch	0.700
ziemlich hoch				
hoch	feucht	0.750	hoch	0.885
hoch-sehr hoch	naß	0.875		
sehr hoch	sehr naß	0.917		
exzellent				

Tabelle 1-1. Numerische Approximationen für die Fachbegriffe aus der Standortkartierung (mow = mehr oder weniger), nach Kahn, 1994, S. 85ff.

Abb.1-17 zeigt die graphische Darstellung einer unimodalen trapezförmigen Wirkungsfunktion.

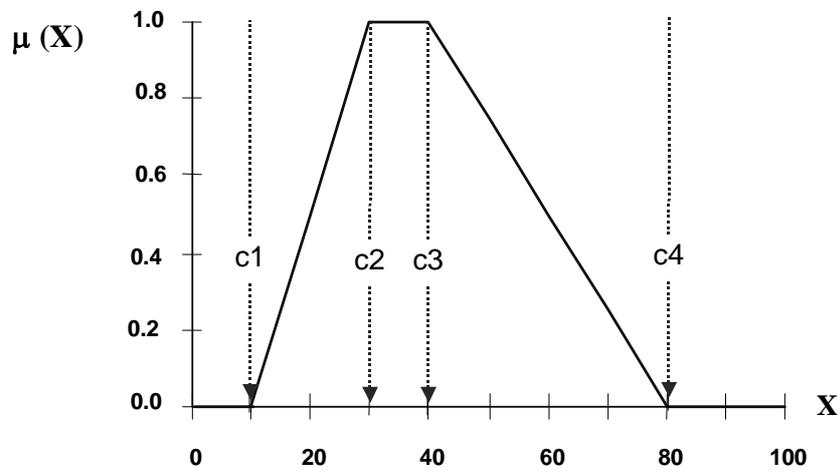


Abbildung 1-17: Grafik einer unimodalen trapezförmigen Wirkungsfunktion.

Bei Verwendung einer unimodalen Funktion gilt grundsätzlich, dass sie unterhalb des Maximums monoton steigt und bei Werten, die das Maximum überschreiten, monoton fällt. Die in Abb.1-17 gezeigte abschnittsweise definierte lineare, trapezförmige Wirkungsfunktion ist durch vier Parameter bestimmt und hat folgende Form:

$$\mu(x) = \begin{cases} \frac{x - c1}{c2 - c1}, & c1 \leq x \leq c2 \\ 1, & c2 \leq x \leq c3 \\ \frac{c4 - x}{c4 - c3}, & c3 \leq x \leq c4 \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases} \quad 1-19$$

wobei

- $\mu(x)$ = Wirkung von x auf das Höhenwachstum
- x = Ausprägung eines Standortfaktors
- c1 bis c4 = Funktionsparameter

Die Ermittlung von $\mu(x)$ für die Einzelfaktoren wird im Programm *WirkFunk* für die Baumart Fichte dargestellt.

```

Program WirkFunk;{lineare Wirkungsfunktion nach Kahn (1994)}
Var
  TA,TV,MA,MV,NA,NV,NOx,CO2,NST,DT10,TVAR,Frisch :Real;

Function Wirkg(X,
  c1,c2,c3,c4 :Real):Real; {Ausprägung d. Standortsfaktors X}
  {Parameter d. Wirkungsfunktion }

Begin
  if (X>=c1) and (X<c2) then Wirkg:=(X-c1)/(c2-c1)
  else if (X>=c2) and (X<c3) then Wirkg:=1
  else if (X>=c3) and (X<c4) then Wirkg:=(c1-X)/(c1-c3)
  else Wirkg:=0;
End; {Wirkg}

Procedure Eingabedaten;
Begin
  {6 Eingabegrößen}
  Frisch:=0.37; {S. 87}; NST:=0.115; {S. 87}
  TA:=8.0; {mittl. øC im Jahr}
  TV:=12.5; {mittl. øC Veg. Per.}
  NA:=750; {mm/Jahr}
  NV:=330; {mm Veg. Per.}
  {daraus berechnet}
  MA:=NA/(TA+10); {S. 98}
  MV:=NV/(TV+10); {S. 99}
  {S. 98/99 Berechnungen}
  DT10:=14.139+6.411*TA+6.047*TV;
  TVAR:=10.33-1.264*TA+1.193*TV-0.005*NA+0.009*NV;
End; {Eingabedaten}

BEGIN
  Eingabedaten;
  {Wirkungstransformationen für Fichte}
  writeln('Frische ',Wirkg(Frisch,0.0,0.6,0.8,1.0):5:2);
  writeln('Nährst ',Wirkg(NST,0.0,0.4,0.8,1.0):5:2);
  writeln('Temp Vg ',Wirkg(TV,4.0,14.0,14.5,20.0):5:2);
  writeln('Tnp Jahr',Wirkg(TA,-1.0,7.5,8.0,12.0):5:2);
  writeln('Ndschl V',Wirkg(NV,230,390,410,1500):5:2);
  writeln('DeMart V',Wirkg(MV,7.0,15.5,16.5,40.0):5:2);
  writeln('DeMart J',Wirkg(MA,12.0,45.0,48.0,140.0):5:2);
  writeln('Tnp Ampl',Wirkg(TVAR,11.5,16.8,17.3,28.0):5:2);
  writeln('> 10 Grd',Wirkg(DT10,80.0,145.0,150.0,210.0):5:2);
  readln
END.

```

Die *Function Wirkg* benötigt als Eingabeparameter die Ausprägung des jeweiligen Standortsfaktors X sowie die Abszissenwerte der Wirkungsfunktion $c1..c4$. Die jeweils vorliegenden Standortdaten werden in der *Procedure Eingabedaten* definiert und im Hauptprogramm auf den Wert der auf das Intervall $[0,1]$ normierten Wirkungsfunktion transformiert. Für den im Programm unterstellten Fichtenstandort ergeben sich zum Beispiel die in Tab. 1-2 dargestellten Werte:

Variable	Eingabewert X	Transformierter Wert $\mu(X)$
Frisch	0.7	0.62
NST	0.115	0.29
TV	12.5	0.85
TA	8.0	1.00
NV	330	0.63
MV	14.67	0.90
MA	41.67	0.90
TVAR	14.35	0.54
DT10	141.01	0.94

Tabelle 1-2. Beispiel für die im Programm WirkFunk verwendete Transformation verschiedener Standortparameter.

Die anschließende Aggregation der Einzelfaktoren zu den drei komplexen Faktoren wird im Programm *Oekoparm* dargestellt.

```

Program Oekoparm;{Aggregation nach Kahn (1994)}

Const
  DT10=0.8; TVAR=0.9; TV=0.6; MV=0.7; NV=0.5; Frisch=0.7;
  NST=0.6; BgrJahr=1930;

Var tk,t :Integer; NOx,CO2, Nahr,Warm,Feucht :Real;

Function Potenz(x, {Numerus } a :Real):Real; {Exponent}
Begin Potenz:=exp(a*ln(x));End; {Potenz }

Procedure Aggregation;
Const {S. 124, Fi} g1=0.398; g2=0.495; g3=0.99; g4=0.982; g5=0.89; w=0.72;

Begin {S. 116}
  Nahr:=(NST*Potenz(NOx,w)*Potenz(CO2,w))*(1-g3)+((1-(1-NST)*
    (1-Potenz(NOx,w))*(1-Potenz(CO2,w))))*g3;
  Warm :=(DT10*TVAR*TV)*(1-g4)+(1-(1-DT10)*(1-TVAR)*(1-TV))*g4;
  Feucht:=(MV*NV*Frisch)*(1-g5)+(1-(1-MV)*(1-NV)*(1-Frisch))*g5;
End; {Aggregation}

BEGIN
  writeln('Jahr Alter Nahr Warm Feucht'); t:=60; {Startalter}
  repeat
    tk:=BgrJahr+t; {Kalenderjahr} NOx:=280.37+0.00177*sqr(tk-1800);
    NOx:=1/(1+exp(-0.1*(NOx-293)));
    CO2:=287.6+0.00048*sqr(tk-1800); CO2:=1/(1+exp(-0.05*(CO2-310)));
    Aggregation;
    writeln(tk:4,t:6,Nahr:8:2,Warm:7:2,Feucht:7:2); t:=t+10;
  until t>150; readln
END.

```

Die Modellierung der Oberhöhenentwicklung über dem Alter in Abhängigkeit vom Standort basiert auf einer vereinfachten Richards-Gleichung, wobei Kahn (1994, S. 117) für den Exponenten einen konstanten Wert 3.0 unterstellt:⁸

$$H_o = \alpha_o \cdot \left[1 - e^{-\alpha_1 t} \right]^3 \quad 1-20$$

Unter Einbeziehung von Daten verschiedener Versuchspartzen erfolgt eine regressionsanalytische Parametrisierung der vorgegebenen Wachstumsfunktion. In diesem Regressionsansatz sind sowohl der Asymptotenwert \mathcal{A} als auch der Parameter k Funktionen der Standortsattribute. Eine Erweiterung der bisher üblichen Wachstumsprognosen durch Einbeziehung der lokal verfügbaren Standortinformationen erscheint erstrebenswert.

Bonitierung von Waldstandorten

Wie bereits erwähnt, bringen unterschiedliche Standorte differenzierte Waldgesellschaften mit unterschiedlicher Wuchsdynamik hervor. Die quantitative wie

⁸ Der Wert 2.0 wäre für die Höhe wahrscheinlich zutreffender.

qualitative Einschätzung der produktiven Leistung eines bereits vorhandenen oder eines noch zu begründenden Bestandes, ist Ziel der forstlichen Bonitierung. Die Bonität ist ein Maß für die Produktivität eines Standortes. Sie wird über die Leistung des darauf stockenden Bestandes in produzierter Holzmasse pro Flächen- und Zeiteinheit gemessen (Kramer u. Akça, 1995, S. 193 ff.). Das dabei üblicherweise verwendete Maß der Wuchsleistung ist die sogenannte Gesamtwuchsleistung (GWL_t) in einem gegebenen Bezugsalter t.

Zur Ermittlung der standörtlichen Leistung stehen direkte und indirekte Methoden zur Verfügung. Im Rahmen der direkten Bonitierung sollen konkrete Bestandesmerkmale direkt Aufschluss über die aktuelle bzw. potentielle Leistung des Bestandes geben. Grundlage einer indirekten Bonitierung hingegen sind leistungsbestimmende Faktoren wie Klima, Vegetation oder Bodenparameter.

Der Bestand als Bonitätsmaßstab

Bei der direkten Bonitierung werden je nach der Leistungsgröße die relativen und absoluten Höhenbonitäten sowie die DGZ-Bonitäten unterschieden. Diese Verfahren der Leistungsschätzung sind nur im schlagweisen Wald anwendbar, also nur dann, wenn dem Bestand somit ein Alter zugeordnet werden kann und eine monoton steigende Entwicklung der Leistungsgröße von der Begründung bis zur Ernte vorliegt. Die Bonitierung eines Dauerwaldes, der selektiver Nutzung unterliegt, erfordert ein anderes Vorgehen.

Bonitierung im schlagweisen Wald

Die Gesamtwuchsleistung im Alter t (GWL_t) ergibt sich als Summe der bis zum Alter t angefallenen Durchforstungserträge (Df_i, i=1..t) und dem Bestandesvorrat im Alter t (V_t):

$$GWL_t = V_t + \sum_{i=1}^t Df_i \quad [m^3/ha] \quad 1-21$$

Voraussetzung für eine Berechnung der GWL_t ist also, dass alle benötigten Daten über Vorrat und Nutzungen vorliegen, was in der Regel nicht der Fall ist. Da die Bestandesdaten nicht vollständig dokumentiert sind, muss die Gesamtwuchsleistung anhand von Ersatzgrößen geschätzt werden.

Bei der Untersuchung des Wachstumsgangs der Tanne im Schwarzwald stellte der badische Forstmann Eichhorn (1904) eine altersunabhängige Beziehung zwischen der Gesamtwuchsleistung und der mittleren Höhe in Tannenbeständen fest. Aus dieser Feststellung entwickelte sich später das sogenannte *Eichhorn'sche Gesetz*, wonach die Gesamtwuchsleistung eine Funktion der Bestandeshöhe ist. Als Bestätigung für diese Annahme bietet sich eine Darstellung von Moosmayer an, wonach

die Beziehung zwischen Höhe und Gesamtwuchsleistung für unterschiedliche Standorte der Schwäbischen Alb durch eine einfache Exponentialfunktion beschrieben werden kann (Abb. 1-18; aus Mitscherlich, 1970, S. 102).

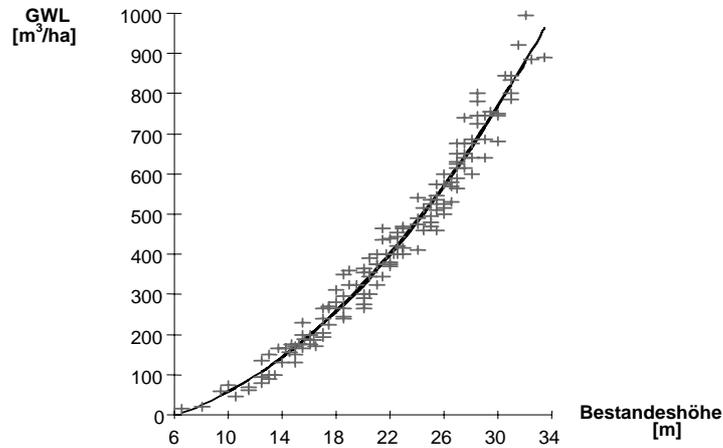


Abbildung 1-18. Beziehung zwischen Gesamtwuchsleistung und Bestandeshöhe von Buchenversuchsflächen des Ostteils der schwäbischen Alb (nach Moosmayer, 1957).

Das Eichhorn'sche Gesetz spielte eine zentrale Rolle bei der Entwicklung von Ertragstafeln, aus denen man für ein bestimmtes Alter den Vorrat und den Zuwachs von Beständen ablesen kann. Wenn also die Beziehung zwischen der Bestandeshöhe und der Gesamtwuchsleistung bekannt ist und zusätzlich eine Beziehung zwischen dem Bestandesalter und der Bestandeshöhe erstellt werden kann, dann ist es möglich aus dem Alter und der Höhe auf die Wuchsleistung zu schließen. Damit sind die wichtigsten Größen für eine Ertragstafelaufstellung gegeben. Die Kenntnis der aktuellen Bestandeshöhe erlaubt die Schätzung der GWL. Dies wiederum bedeutet, dass die Modellierung der Höhenentwicklung Aussagen über die Entwicklung der GWL in verschiedenen Altern ermöglicht. Grundlage der weiteren Betrachtungen muss deshalb die Modellierung der Bestandeshöhenentwicklung sein, denn auf entsprechenden Höhenmodellen basieren die unterschiedlichen Bonitätsmaßstäbe, die in der forstlichen Praxis Verwendung finden. Je nach der Methode der Bonitätszuweisung werden relative und absolute Bonitäten unterschieden.

Relative Höhenbonität

Trägt man die Mittelhöhe eines Bestandes über dem Alter auf, so erhält man eine Höhenwachstumskurve. Alle Wachstumskurven für eine bestimmte Baumart in einem bestimmten Gebiet ergeben ein "füllhornartiges Streuband" von Linien. Die obere Begrenzung dieses Streubandes bilden die Bestände mit dem besten, die untere diejenigen mit dem schwächsten Höhenwachstum. Die Einteilung dieses Höhenfächers in Teilbänder ermöglicht dann die Herleitung von Bonitäten (Abb. 1-19; vgl. Mitscherlich, 1970, S. 102).

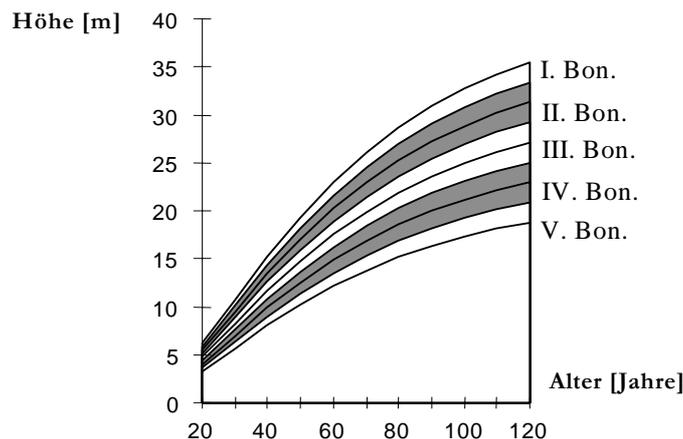


Abbildung 1-19. Bonitätsfächer der Fichtenertragstafel für mäßige Durchforstung nach Wiedemann (1936).

Zur besseren Unterscheidung sind die II. und die IV. Bonität schattiert dargestellt. Ein 100-jähriger Bestand mit einer Mittelhöhe von 25 m wäre zum Beispiel der III. Bonität zuzuordnen.

Der Begriff *Bonität* wurde später ersetzt durch die Bezeichnung *Ertragsklasse* (Schober, 1987). Die Ertragsklasse sagt allerdings nichts über die tatsächliche Wachstumsleistung eines Bestandes aus. Man spricht daher von relativen Bonitäten, weil die Zuordnung zu einer I., III. oder V. Ertragsklasse lediglich aussagt, ob ein Bestand hinsichtlich seines Höhenwachstums zu den besten, mittleren oder schlechtesten Beständen zu rechnen ist. Absolute Leistungsdifferenzen können hieraus nicht abgeleitet werden. Deshalb ist auch die Entwicklung der GWL in verschiedenen Ertragstafeln häufig sehr unterschiedlich, obwohl die Bonitätsbezeichnung die gleiche sein mag. Auch ist nicht immer bekannt, ob die Unterschiede im Bonitätsrahmen verschiedener Ertragstafeln wuchsgebietstypische Höhenwachstumsgänge widerspiegeln oder lediglich das Resultat der subjektiv geprägten Ertragstafelkonstruktion. Die üblicherweise verwendeten 5 Bonitätsstufen decken heute selten die gesamte Wachstumsbreite ab, deshalb wurde eine 0. Ertragsklasse hinzugefügt. Diese Unvollkommenheit wird auf die zum Teil willkürliche Konstruktion des Bonitätsfächers zurückgeführt (Wenk et al., 1990, S. 236 f.).

Absolute Höhenbonität

Im Gegensatz zu den Ertragsklassen ermöglichen die *absoluten Höhenbonitäten* eine exakte quantitative Aussage über die tatsächliche Wachstumsleistung in einem gegebenen Alter. Die absolute Höhenbonität⁹ gibt an, welche Höhe¹⁰ ein Bestand in einem bestimmten Bezugsalter erreichen wird. Der offensichtliche Vorzug der Vergleichbarkeit unterschiedlicher Bonitierungsfächer ist damit gegeben. Zu den bekannten Anwendungen in Deutschland zählen die bayerischen Fichtenertragstafeln nach

⁹ engl. *Site-Index* (SI), spanisch *Indice de calidad* (Ic)

¹⁰ Mittelhöhe (Hm, Hg) oder Oberhöhe (Ho)

Assmann u. Franz (1963), die Douglasienertagstafel für Nordwestdeutschland von Bergel (1985), die Kiefernertagstafeln von Lembcke et al. (1977) und die Fichtenertagstafeln von Wenk et al. (1985).

Abb. 1-20 zeigt beispielhaft einen Bonitätsfächer für *Pinus densiflora*-Bestände in Korea. Das Bezugsalter beträgt 50 Jahre.

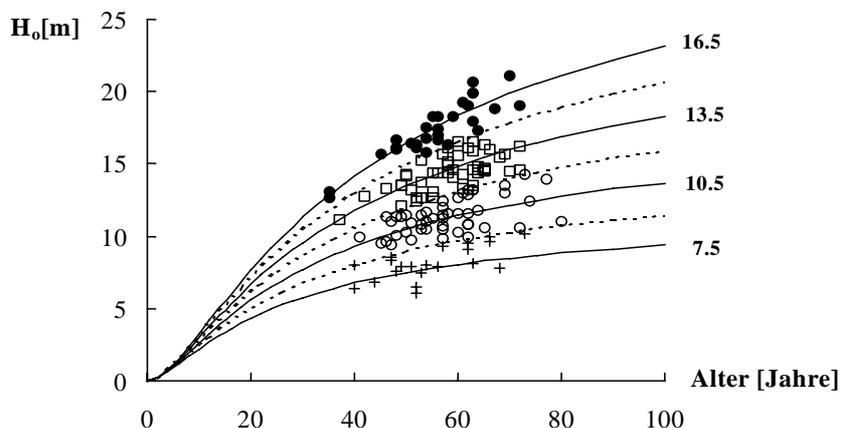


Abbildung 1-20. Absolute Höhenbonitäten für Bestände der Baumart *Pinus densiflora* in Korea nach Chung (1996).

Für die Bonitierung verschiedener Baumarten in Mischbeständen oder zur vorläufigen Leistungsschätzung bei Wiederbegründung eines Bestandes mit einer neuen Baumart, werden sog. *Bonitätszuordnungstabellen* verwendet. Tab. 1-3 zeigt die Zuordnung von Absolutbonitäten für vier Baumarten. Das Bezugsalter beträgt 50 Jahre.

Beispiel: Auf einem Standort, auf dem die Fichte eine Bonität von 14 m aufweist, ergeben sich für die Kiefer 15 m, für die Buche 13 m und für die Esche 16 m.

<i>Fichte</i>	<i>Kiefer</i>	<i>Buche</i>	<i>Esche</i>
10	11	10	16
11	12	10	16
11	12	10	16
12	13	11	16
13	14	12	16
13	14	12	16
14	15	13	16
15	16	13	17
15	16	13	18
16	17	14	19
17	18	15	20
17	18	15	21
18	19	16	22
18	19	16	23

Tabelle 1-3. Bonitätszuordnungstabelle nach Keller (1978) und Lemm (1991). Die Bonitäten entsprechen jeweils den Oberhöhen im Alter 50.

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass die Grundlage für die Herleitung von Bonitäten durch die Modellierung der Bestandeshöhenentwicklung gegeben ist. Die Alters-Höhen-Kurve zeigt einen sigmoiden Verlauf; ein adäquater Ansatz für die Beschreibung einer solchen Entwicklung ist durch ein dreiparametriges asymptotisches Wachstumsmodell gegeben. Zu den am häufigsten verwendeten mathematischen Modellen zählt die Chapman-Richards-Gleichung (Gl. 1-22; vgl. Clutter et al. 1983; Gadow, 1992).

$$H_o = \alpha_o \cdot \left[1 - e^{-\alpha_1 t} \right]^{\alpha_2} \quad 1-22$$

wobei

H_o	=	Bestandesoberhöhe [m]
t	=	Bestandesalter [Jahre]
$\alpha_o \dots \alpha_2$	=	empirisch ermittelte Modellparameter

α_o bezeichnet den asymptotischen Höhenwert. Dabei handelt es sich um einen Maßstabsparameter, der die gleiche Maßeinheit besitzt wie die abhängige Variable H_o . Der Parameter α_1 skaliert die Zeitachse, während α_1 und α_2 die Form der Wachstumskurve bestimmen, d.h. deren Orientierung in Bezug auf die Zeitachse.

Die absolute Höhenbonität im Bezugsalter t ergibt sich durch Einsetzen des Alters in die obige Gleichung. Für die absolute Höhenbonität im Alter 100 erhält man die sog. *Leitkurve* (Gl. 1-23).

$$SI_{100} = \alpha_o \cdot \left[1 - e^{-\alpha_1 \cdot 100} \right]^{\alpha_2} \quad 1-23$$

In der Praxis werden die Höhe und das Alter als Eingangsgrößen zur Bonitierung verwendet. Um aus Alter und Höhe die absolute Höhenbonität ermitteln zu können, muss die algebraische Differenzenform von Gl. 1-23 verwendet werden. Durch Auflösen von 1-2 nach α_o und Substitution in 1-23 erhält man eine Bonitierungsgleichung (1-24).

$$SI_{100} = H_o \cdot \left[\frac{1 - e^{-\alpha_1 \cdot 100}}{1 - e^{-\alpha_1 t}} \right]^{\alpha_2} \quad 1-24$$

In umgekehrter Weise ist es durch einfache Umformung von Gl. 1-24 möglich, für eine vorgegebene absolute Höhenbonität die Oberhöhenentwicklung über dem Alter zu schätzen und somit einen Bonitierungsflächen zu erstellen.

Aufgabe 1-1: Das Höhenmodell $H = 35(1 - e^{-0.02t})^2$ wurde für Buchenbestände ermittelt. Das Bonitätsbezugsalter beträgt 100 Jahre. Berechne die absolute Höhenbonität. Ergebnis: 26.2 m (was ungefähr der II. Ekl. nach Schober entspricht).

Aufgabe 1-2: Entwickle ein Modell für die Bonitierung von Buchenbeständen. Ergebnis:

$$SI = H \left\{ 0,8647 / (1 - e^{-0,02 \cdot t}) \right\}^2.$$

Aufgabe 1-3: Berechne mit Hilfe der obigen Formel die absolute Höhenbonität eines 40-jährigen Buchenbestandes, dessen Mittelhöhe 12 m beträgt. Ergebnis: 29.6 m.

Aufgabe 1-4: Berechne die erwartete Mittelhöhe im Alter 60 für einen Buchenbestand, dessen absolute Höhenbonität 30 m beträgt. Ergebnis: 19.6 m.

Aufgabe 1-5: Berechne die Mittelhöhe, die ein jetzt 120-jähriger Buchenbestand mit einer Mittelhöhe von 32 m im Alter 50 aufwies. Ergebnis: 15.5 m.

Die Parameterwerte für die Chapman-Richards-Gleichung erhält man durch einfache nicht-lineare Regression, entweder auf der Basis von beobachteten Alters-Höhendaten oder aus veröffentlichten Ertragstafelwerten. Es gibt zahlreiche ähnliche Ansätze, wobei unterschiedliche Wachstumsfunktionen verwendet werden. Einige Autoren verwenden z. B. die wesentlich einfachere Schumacher-Funktion, bei der die Parameter mit Hilfe einer linearen Regression geschätzt werden können (Gl. 1-25)¹¹.

$$H_o = \alpha_o \cdot e^{-a_1 \frac{1}{t}} \quad 1-25$$

Rodriguez Soalleiro et al. (1994) verwenden als Leitkurve für die Bestimmung der Oberhöhe in *Pinus pinaster*-Beständen in Galizien ein Modell, bei der die Asymptote als Funktion der absoluten Höhenbonität angegeben wird (Gl. 1-26).

$$H_o = 2.5385 \cdot SI^{0.9656} \left(1 - \frac{I}{e^{0.0419 \cdot t}} \right)^{1.3762} \quad 1-26$$

wobei

H_o = Bestandesoberhöhe [dm]

t = Bestandesalter [Jahre]

SI = Bestandesoberhöhe im Alter 20 [dm]

Bisher wurde von konstanten Modellparametern ausgegangen. Es wurde also ein gleichbleibendes Verhältnis der Höhen zwischen unterschiedlichen Bonitäten mit zunehmendem Alter unterstellt, so dass demzufolge die Form der Höhenwachstumskurve bonitätsunabhängig ist. Ein solches Bonitierungssystem wird als *anamorph* bezeichnet (Abb. 1-21, links).

Ein *polymorphes* System ergibt sich, wenn die Kurvenform durch die Bonität bestimmt wird. In diesem Fall sind die formbestimmenden Parameter standortsabhängig. Feststellungen über Art und Auswirkungen solcher Abhängigkeiten können nur auf der Basis langfristig beobachteter Dauerversuchsflächen getroffen werden. Jansen et al. (1996) entwickelten ein polymorphes System zur Bonitierung von Buchenbeständen. Die spezielle Form der Gl. 1-24 lautet:

¹¹ s. Schumacher (1939). Die Schumacher-Funktion ist in Mittel- und Osteuropa auch bekannt als Michailoff-Funktion (Michailoff, 1943).

$$H_2 = H_1 \cdot \left[\frac{1 - e^{-\alpha_1 \cdot t_2}}{1 - e^{-\alpha_1 \cdot t_1}} \right]^{\alpha_2} \quad 1-27$$

mit $H_1, H_2 =$ Oberhöhe im Alter t_1 bzw. t_2
 $\alpha_1 = 0.008323 + 0.0003241 \cdot SI$, wobei $SI =$ Oberhöhe im Alter 100
 $\alpha_2 = 1.333$

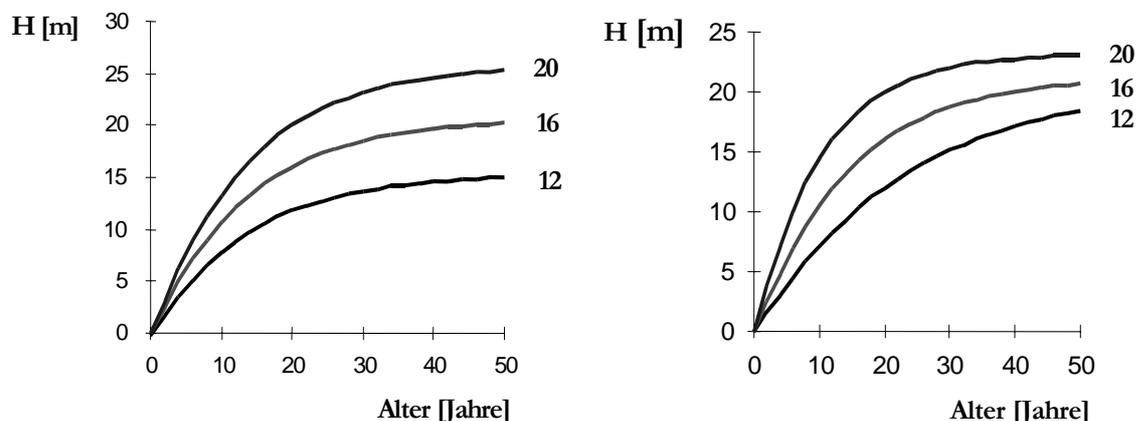


Abbildung 1-21. Zwei Bonitätsfächer mit gleichen absoluten Höhenbonitäten. Das Bezugsalter beträgt 20 Jahre. Links: anamorpher, rechts: polymorpher Verlauf.

Ein weiteres Beispiel ist der polymorphe Bonitätsfächer für *Pinus silvestris* Bestände in Spanien von Rojo u. Montero (1996). Dabei wurden zunächst die Parameter der Chapman-Richards Gleichung für die besten und schwächsten Standorte ermittelt¹². Für die intermediären Standorte wurden die Altershöhenwerte durch Interpolation berechnet. Der Bonitätsfächer ist in Abb. 1-22 dargestellt.

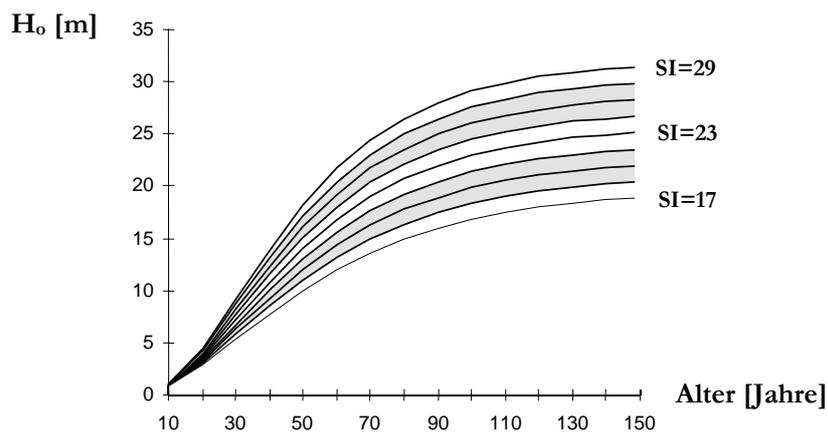


Abbildung 1-22. Polymorphes Bonitätssystem für *Pinus silvestris* Bestände in Spanien nach Rojo u. Montero (1996). Das Bezugsalter beträgt 100 Jahre.

Einige Beispiele für Höhenmodelle, die für die Bonitierung von 5 *Pinus* Arten in Durango/Mexiko berücksichtigt wurden, sind in Tab. 1-4 aufgeführt. Dargestellt ist

¹² mit $\alpha_0=(19.962)$, $\alpha_1=(-0.02642)$ und $\alpha_2=(1/0.46)$ für $SI_{100}=17$ und $\alpha_0=(31.83)$, $\alpha_1=(-0.03431)$ und $\alpha_2=(1/0.3536)$ für $SI_{100}=29$.

jeweils das Basismodell und die entsprechenden möglichen algebraischen Differenzenformen. Weitere Informationen zur Eignung und Güte der Anpassung der unterschiedlichen Modelle finden sich bei Kiviste et al. (2002) und Trincado et al. (2003).

Algebraische Differenzenform	Basismodell
$H_2 = b_0 \cdot \left(\frac{H_1}{b_0} \right)^{\frac{\ln(1-e^{-b_1 \cdot t_2})}{\ln(1-e^{-b_1 \cdot t_1})}}$	Chapman-Richards (Kiviste et al., 2002) $H = b_0 \cdot \left(1 - e^{-b_1 \cdot t} \right)^{b_2}$ b_2 entfällt
$H_2 = b_0 \cdot \left(1 - \left[1 - \left(\frac{H_1}{b_0} \right)^{1/b_2} \right]^{t_2/t_1} \right)^{b_2}$	Chapman-Richards (Kiviste et al., 2002) $H = b_0 \cdot \left(1 - e^{-b_1 \cdot t} \right)^{b_2}$ b_1 entfällt
$H_2 = b_0 \cdot \left(\frac{H_1}{b_0} \right)^{\left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{b_2}}$	Korf (Kiviste et al., 2002) $H = b_0 \cdot e^{-\frac{b_1}{t^{b_2}}}$ b_1 entfällt
$H_2 = b_0 \cdot e^{-\frac{b_1}{t_2^z}} \quad \text{with} \quad z = \frac{\ln\left(-\frac{b_1}{\ln(H_1/b_0)}\right)}{\ln(t_1)}$	Korf (Kiviste et al., 2002) $H = b_0 \cdot e^{-\frac{b_1}{t^{b_2}}}$ b_2 entfällt
$H_2 = \frac{H_1 + d + r}{\left(2 + \frac{4 \cdot \beta / t_2^{b_2}}{H_1 - d + r} \right)}$ with $d = \frac{\beta}{\text{Asi}^{b_2}}$ and $r = \sqrt{(H_1 - d)^2 + 4 \cdot \beta \cdot \frac{H_1}{t_1^{b_2}}}$	Hossfeld IV (Ciezewski u. Bella, 1989)) $H = \frac{b_0}{1 + \frac{b_1}{t^{b_2}}}$ b_0 entfällt, und $b_1 = \beta/S$
$H_2 = b_0 \cdot \left(\frac{H_1}{b_0} \right)^{e^{\left[\frac{b_2}{(b_3-1) \cdot t_2^{(b_3-1)}} - \frac{b_2}{(b_3-1) \cdot t_1^{(b_3-1)}} \right]}}$	Sloboda (1975) $H = b_0 \cdot e^{-b_1} \cdot e^{\left[\frac{b_2}{(b_3-1) \cdot t^{(b_3-1)}} \right]}$ b_1 entfällt
$H_2 = H_1 \cdot \left(\frac{1 - e^{\left[-c_1 \cdot (H_1/t_1)^{c_2} \cdot t_1^{c_3} \cdot t_2 \right]}}{1 - e^{\left[-c_1 \cdot (H_1/t_1)^{c_2} \cdot t_1^{c_3} \cdot t_1 \right]}} \right)^{b_2}$	Chapman-Richards $H = b_0 \cdot \left(1 - e^{-b_1 \cdot t} \right)^{b_2}$ b_0 entfällt und $b_1 = c_1 \cdot (H_1/t_1)^{c_2} \cdot t_1^{c_3}$

mit H_1 Oberhöhe (m) im Alter t_1 (Jahre); H_2 Oberhöhe (m) im Alter t_2 (Jahre); Asi ist ein Alter im Bereich von 5 bis 80 Jahren, dessen Funktion darin besteht, den mittleren quadratischen Fehler zu reduzieren; ln ist der natürliche Logarithmus; β , b_0 , b_1 , b_2 , b_3 , c_1 , c_2 und c_3 sind empirische Modellparameter.

Tabelle 1-4. Oberhöhenmodelle, die für die Bonitierung von 5 Pinus Arten in Durango/Mexiko berücksichtigt wurden (Corral et al., 2003).

Die Bonitätsfächer für vier der fünf Pinus-Arten aus Durango sind in Abb. 1-23 dargestellt.

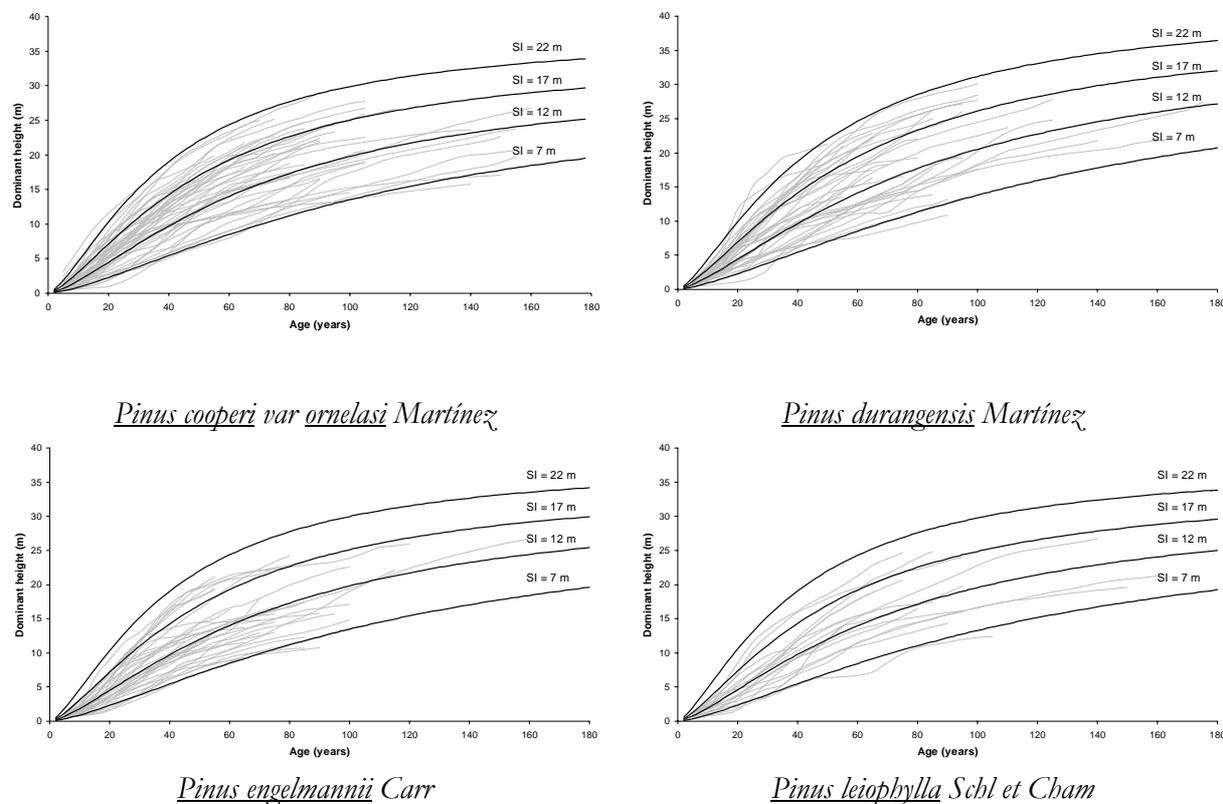


Abbildung 1-23. Bonitätsfächer für 4 Pinus-Arten generated by the algebraic difference equation proposed by Ciezewski u. Bella (1989) for four different site index (22, 17, 12 and 7 meters at a reference age of 50 years).

Es wurde bereits angedeutet, dass die Bestimmung der Modellparameter auf der Basis von empirischen Datenerhebungen erfolgt. Die Güte dieser Schätzungen hängt dabei im wesentlichen von der Qualität der verfügbaren Daten ab. Am wenigsten brauchbar sind unabhängige Alters-Höhenwerte, sogenannte "unechte Zeitreihen", die keine Aussage über die tatsächliche Höhenentwicklung einzelner Bestände ergeben, jedoch manchmal in Ermangelung besserer Daten verwendet werden. Das Höhenwachstum ausgewählter Bäume ist auch mit Hilfe von Stammanalysen nachzuvollziehen. Leider ist aber die Entwicklungsgeschichte der Analysebäume in der Regel nicht bekannt, so dass für die Modellierung wichtige Informationen über bisherige soziologische Stellung, Konkurrenzverhältnisse und deren Verschiebungen fehlen.

Eine Voraussetzung für die Entwicklung von polymorphen Bonitätssystemen - und zugleich ein optimaler Datenfundus - sind Alters-Höhen-Entwicklungen aus langfristig beobachteten Dauerversuchsflächen auf unterschiedlichen Standorten. Zu den Nachteilen solcher Dauerflächen gehört die kostspielige, langfristige Bindung an die Versuchsanlage und die lange Wartezeit.

dGZ-Bonitäten

Neben den erwähnten absoluten und relativen Höhenbonitäten werden in der Praxis der Forsteinrichtung auch sogenannte dGZ-Bonitäten verwendet. Eine dGZ-Bonität gibt den durchschnittlichen Gesamtmassenzuwachs je Jahr und Hektar an, wobei auch hier die Bestandeshöhe und das Bestandesalter die Eingangsgrößen für die Bonitierung sind.

In Deutschland sind die Begriffe dGZ_{\max} und dGZ_{100} üblich. Der dGZ_{\max} (bekannt als *Leistungsklasse*) gibt den durchschnittlichen Gesamtwuchs zum Zeitpunkt seiner Kulmination an. Dieser Zeitpunkt kann in Abhängigkeit von der Standortsgüte und Bestandesbehandlung innerhalb einer Baumart stark variieren. Daher ist die *Leistungsklasse* kein guter Bonitätsweiser. Der dGZ_{100} (bekannt als *Leistungsstufe*) gibt den durchschnittlichen Gesamtwuchs im Alter 100 an (Kramer u. Akça, 1995, S. 195). Durch den Altersbezug ist die *Leistungsstufe* zur Beurteilung der Standortsbonität besser geeignet als die *Leistungsklasse*, obwohl auch in diesem Fall die Bestandesbehandlung einen erheblichen Einfluss auf die Massenleistung haben kann.

Aus den genannten Gründen ist die Verwendung dieser Größen umstritten (Wenk et al., 1990, S. 241). Mit Hinweis auf die unmittelbare Angabe der durchschnittlichen Massenleistung heben die Befürworter der dGZ-Bonitäten vor allem die unmittelbare Interpretierbarkeit der durchschnittlichen Massenleistung hervor. Die Kritiker weisen darauf hin, dass die dGZ-Bonitäten letztlich nur eine Umschreibung der Höhenbonitäten sind. Da zudem der dGZ stark durch die Bestandesbehandlung beeinflusst wird, können falsche Vorstellungen über die Ertragsfähigkeit konkreter Bestände suggeriert werden (vgl. Mitscherlich, 1970, S. 97).

Ertragsniveau

Gemäß dem Eichhorn'schen Gesetz ist die Beziehung zwischen der Höhe und der Gesamtwuchsleistung unabhängig vom Standort (vgl. Moosmayer, 1957). Tatsächlich fanden sich später jedoch eine Reihe von Abweichungen, die Zweifel an dieser Gesetzmäßigkeit aufkommen ließen. So konnte Assmann (1961) mittels langfristiger Beobachtungen von Fichtenversuchsflächen in verschiedenen Wuchsgebieten für gleiche Höhen unterschiedliche Gesamtwuchsleistungen nachweisen. Die unterschiedlichen GWL's wurden als Unterschiede im *Ertragsniveau* bezeichnet. Abb. 1-23 zeigt beispielhaft die Beziehung zwischen GWL und Oberhöhe für drei Ertragsniveaustufen.

Kramer (1988, S. 49) dokumentiert beträchtliche Unterschiede der GWL in verschiedenen Fichtenversuchsflächen. Bei einer Oberhöhe von 20 m betrug die GWL in der schottischen Versuchsfläche *Bonmont* ca. $800 \text{ m}^3/\text{ha}$, in der Versuchsfläche *Tinternwood* in Süd-Wales dagegen nur ca. $350 \text{ m}^3/\text{ha}$. Ein Beispiel für die Differenzierung nach Ertragsniveaustufen ist die Douglassienertagstafel von Bergel (1985) mit entsprechend differenzierten Ertragsklassenbezeichnungen. Die Bezeichnung

O30 bezieht sich beispielsweise auf einen Bestand mit einer Oberhöhe von 30m im Alter von 100 Jahren, der sich im oberen Ertragsniveau befindet.

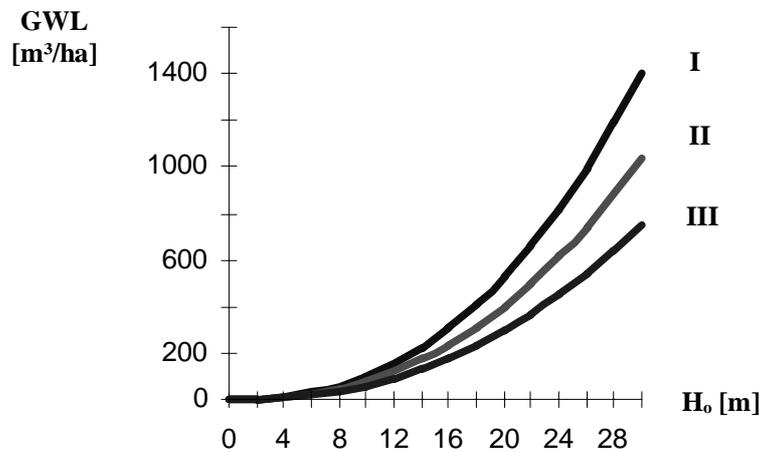


Abbildung 1-24. Beziehung zwischen GWL und Oberhöhe für drei Ertragsniveaustufen.

Das ursprüngliche Prinzip der Ertragstafelkonstruktion basierte auf der Annahme, dass die Gesamtwuchsleistung nur von der Höhe, und die Höhe wiederum vom Standort und vom Alter abhängig ist:

$$GWL=f(h) \vee h=f(\text{Bonität}, \text{Alter}) \Leftrightarrow GWL=f(\text{Bonität}, \text{Alter}) \quad 1-28$$

Die Berücksichtigung der Standortsabhängigkeit der GWL führte zu der Beziehung:

$$GWL=f(\text{Bonität}, \text{Alter}, \text{Ertragsniveau}) \quad 1-29$$

Die Berücksichtigung des Ertragsniveaus als zusätzliches Merkmal der Standortsproduktivität ist nur dann sinnvoll, wenn nachgewiesen werden kann, dass es sich dabei um ein behandlungsunabhängiges Standortmerkmal handelt. Tatsächlich finden sich jedoch zahlreiche Beispiele, die den teilweise erheblichen Einfluß von Pflanzverband und Durchforstungsart auf die Beziehung zwischen GWL und Höhe belegen.

So kann beispielsweise bei der Fichte das Höhenwachstum durch etwas weitere Pflanzverbände gefördert werden, ohne dass der Volumenzuwachs immer eine entsprechende Mehrleistung aufweist. Bei älteren im Lichtwuchsbetrieb stark durchforsteten Buchenbeständen sind die Höhen dagegen oft kleiner als bei mäßig durchforsteten Beständen. Die Folge ist, dass bei gleicher Höhe die Bestände im

Lichtwuchsbetrieb eine etwas höhere GWL aufweisen. Bei sehr starken Eingriffen schließlich sinkt die flächenbezogene Volumenleistung bei gleichbleibendem Höhenwachstum. Je nach dem Gewicht der einzelnen Behandlungsfaktoren können sich also bei gleicher Höhe und auf dem gleichen Standort unterschiedliche Gesamtwuchsleistungen ergeben (Mitscherlich, 1970, S. 103; Gadow, 1987). Unter Berücksichtigung weiterer Einflüsse, wie z.B. durch unterschiedliche Stammform und Windexposition bedingte Unterschiede in der Massenleistung, relativiert sich die Bedeutung der Ertragsniveau-Theorie.

Inzwischen gibt es wirksamere Möglichkeiten, die komplexe Beziehung zwischen der Oberhöhe und der GWL darzustellen, zum Beispiel mit Hilfe von Wuchsmodellen unterschiedlicher Auflösung. Standorts- und behandlungssensitive Wuchsmodelle sind in der Lage, die komplexen Wechselwirkungen zwischen Baumwachstum, Standort und Bestandesbehandlung zu beschreiben. Sie ersetzen heute wirksam die Ertragstafeln. In der Forstpraxis hat die Kenntnis der Sortimenterträge inzwischen eine größere Bedeutung erlangt als die Kenntnis der undifferenzierten Derbholzmasse in Form der GWL (Gadow u. Stüber, 1994). Daher erfährt die Ertragsniveau-Theorie als Grundlage der Bonitierung inzwischen nur noch ein begrenztes, eher historisches Interesse.

Dynamische Bonitierung

Erfolgt die Bonitierung nicht direkt am Objekt, sondern mit Hilfe von Meßdaten aus Nachbarbeständen, die auf vergleichbarem Standort und unter ähnlichen Bedingungen wie der zu bonitierende Bestand erwachsen sind, handelt es sich um eine sogenannte *dynamische Bonitierung*. Die dynamische Bonitierung wird vor allem dort verwendet, wo das Bestandesalter eine direkte Bonitierung (noch) nicht zuläßt. Gründe hierfür sind beispielsweise, dass der Bestand das geringste Ertragstafelalter noch nicht erreicht hat, oder dass eine Messung der erforderlichen Bonitierungsgrößen zu aufwendig bzw. nicht möglich ist (Kramer u. Akça, 1995, S. 196).

Bonitierung in ungleichaltrigen Beständen

Die bisher beschriebenen Verfahren der Leistungsschätzung sind nur dann anwendbar, wenn dem Bestand ein Alter zugeordnet werden kann. Die Bonitierung von Beständen *ohne Alter*¹³, zum Beispiel von Plenterwaldbeständen oder ungleichaltrigen Mischwäldern, hat bisher nur geringe Beachtung gefunden. Nach Wenk et al. (1990, S. 242) gibt es für solche Wälder noch keine plausiblen Bonitierungsverfahren. Im Hinblick auf die zunehmende Bedeutung derartiger Waldstrukturen in Deutschland und großen Teilen Mitteleuropas (Otto, 1989, 1991; Sturm, 1994) verdient dieses Problem einige Beachtung.

¹³ Die einzelnen Bäume haben zwar ein Alter, nicht aber der Bestand als Ganzes.

Erste Ansätze zur Bonitierung in ungleichaltrigen Mischwäldern finden sich bei Flury (1929) und Mitscherlich (1961). Nach Flury hat bei ungestörter Entwicklung im Plenterwald die Mittelhöhe jeder Stärkeklasse die Tendenz, einem gewissen Gleichgewichtszustand zuzustreben. Aufgrund dieser Konstanz eignen sich die stärkeklassenbezogenen Höhen zur Bonitierung. Allerdings kann erst für die beiden Stärkeklassen 38-50 cm und 52-70 cm eine ungestörte Höhenentwicklung und somit eine aussagekräftige Bonitierung unterstellt werden. Schwächere, unterständige Bäume werden nicht berücksichtigt, da deren Höhe noch zu stark von der Konkurrenz bzw. Überschirmung geprägt sein könnte. Abb. 1-25 zeigt eine graphische Darstellung des Bonitierungsschemas von Flury (1929).¹⁴

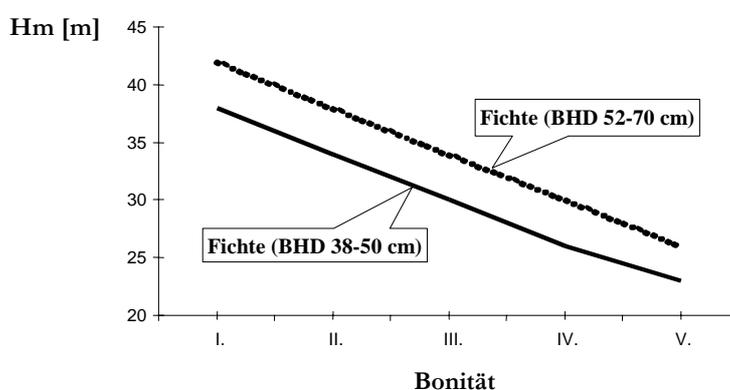


Abbildung 1-25. Schema zur Bonitierung von Fichten in Tannen-Fichten-Plenterwäldern auf der Basis der Mittelhöhe in den Stärkeklassen 38-50 cm bzw. 52-70 cm nach Flury (1929).

Eine zweite Methode zur Bonitierung von ungleichaltrigen Mischwäldern basiert auf der Kenntnis des Durchmesserzuwachses pro Zeiteinheit oder dessen Reziprokwert, der *Durchlaufzeit* (franz. *temps de passage*). Weist ein Baum beispielsweise in 10 Jahren eine BHD-Zunahme von 2 cm auf, beträgt sein Durchmesserzuwachs 0.2 cm pro Jahr und damit seine *Durchlaufzeit* 5 Jahre pro cm. Die Bonität ist offensichtlich umso besser, je kürzer die Durchlaufzeit bei gleicher Baumart und Bestandesdichte ist. Wird der Durchmesserzuwachs an Bäumen großer Dimension erhoben, so kann nur noch der Seitendruck, also die Anzahl der Konkurrenten, verfälschend wirken. Die Unterschiede im Durchmesserzuwachs verschiedener Bestände lassen somit einen Rückschluss auf die Bonität zu. Allerdings erfordert dieser Bonitierungsansatz einen höheren Inventuraufwand und ist ebenfalls nicht frei von Ungenauigkeiten.

Bonitierung mit Hilfe von Standortsparemtern

Im Gegensatz zur direkten Bonitierung, die auf der Kenntnis von Bestandesparametern basiert, werden bei der sogenannten indirekten Bonitierung die Stand-

¹⁴ Die Grafik basiert auf einer tabellarischen Darstellung von Flury (1929).

ortsfaktoren beurteilt, insbesondere der Bodenzustand, die Vegetation sowie klimatische Einflussgrößen.

Bodenparameter

Ein weit verbreiteter Ansatz zur standortsbezogenen Schätzung der Wuchsleistung von Waldbeständen ist die Verwendung sogenannter kohlenstoffbezogener bodenanalytischer Kennwerte. Besondere Bedeutung hatte dabei bisher das C/N-Verhältnis. Je höher der C/N-Wert, desto geringer ist die Stickstoffmineralisation und somit die Verfügbarkeit anorganischer Stickstoffverbindungen für die Pflanzen. C/N-Werte von 10, 20 und 40 nach Scheffer u. Schachtschabel (1976, S. 226) in den Humusformen Mull, Moder und Rohhumus weisen somit auf eine zunehmend schwächere Stickstoffversorgung der Pflanzen hin und lassen Rückschlüsse auf das Wachstumspotential entsprechender Bestände zu. Evers u. Moosmayer (1980) konnten eine straffe Beziehung zwischen dem C/N-Verhältnis und dem dGZ_{100} für Fichtenbestände in unterschiedlichen Wuchsgebieten in Baden-Württemberg nachweisen. Aufgrund der hohen Stickstoffeinträge aus der Luft sind diese Beziehungen allerdings weitgehend überlagert. Im übrigen weisen Evers u. Moosmayer (1980) darauf hin, dass die Beurteilung der Nährstoffverhältnisse von Standorten auf der Basis von bodenanalytischen Kennwerten, und somit die Bonitierung, jeweils nur auf regionaler Basis möglich ist.

Neben dem C/N-Verhältnis bieten sich natürlich weitere Kennwerte, wie beispielsweise das C/P-, C/K- oder C/Ca-Verhältnis, zur Beurteilung des Standortes an. Nach Evers u. Moosmayer (1980) ist der Zusammenhang zwischen C/P- und C/K-Verhältnis und dem dGZ_{100} der Fichte jedoch weniger ausgeprägt als bei den C/N-Werten. Im Hinblick auf die Aussagekraft einzelner Kennwerte, deren Wirkung zudem durch klimatische und geologische Faktoren beeinflusst wird, sind derartige Bonitierungsansätze allerdings sehr vorsichtig zu beurteilen.

Die Bonitierung auf der Basis von Bodenparametern ist ein Forschungsansatz mit langer Tradition. So konnte Carmean (1973) bereits eine Liste mit 793 Publikationen veröffentlichen, die sich mit dieser Thematik beschäftigen. Bei zahlreichen Autoren¹⁵ erwies sich die Bodentiefe, teilweise in Verbindung mit anderen Bodenparametern, als guter Indikator für die Standortsproduktivität. Abb. 1-26 zeigt beispielhaft eine Darstellung der Beziehung zwischen Bodentiefe und absoluter Höhenbonität im Alter 20 (SI_{20}) für *Pinus elliottii* Bestände in der Kapprovinz in Südafrika. Dabei ist deutlich erkennbar, dass mit zunehmender Mächtigkeit des durchwurzelbaren Bodenraumes auch der SI_{20} ansteigt.¹⁶

Die Einbeziehung unterschiedlicher bodenchemischer und -physikalischer Parameter mit Hilfe einer multiplen Regressionsanalyse stellt einen weiteren Ansatz

¹⁵ u.a. Shafer, 1988; Schmidt u. Carmean, 1988; Turner et al., 1990; Turvey et al., 1990.

¹⁶ Die Beziehung konnte mit Hilfe der folgenden Gleichung beschrieben werden: $SI_{20} = 5.99 \cdot \ln(ESD) - 21.0$, wobei ESD=effektive Bodentiefe (mm).

zur Schätzung der Bonität dar. Beispiele hierfür bieten die Untersuchungen von Schönau u. Aldworth (1991) und Baker u. Broadfoot (1977).

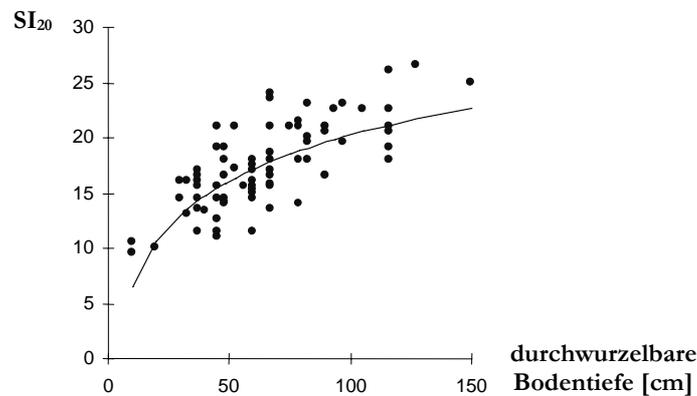


Abbildung 1-26. Beziehung zwischen durchwurzelbarer Bodentiefe und absoluter Höhenbonität im Alter 20 (SI_{20}) für Bestände von *Pinus elliottii* nach Shafer (1988).

Schönau (1988) verwendete Gl. 1-30 mit 7 Bodenparametern zur Schätzung der absoluten Höhenbonität im Alter 20 (SI_{20}) für Bestände der Baumart *Acacia mearnsii* in der Provinz Natal in Südafrika.

$$\begin{aligned}
 SI_{20} = & 70.51 - 0.5223(\text{Sandgehalt im A1, \%}) \\
 & - 0.5480(\text{Tongehalt im A1, \%}) \\
 & - 15.600(\text{austauschbares Na im A1, me/100g Boden}) \\
 & - 5.810(\text{austauschbares Mg im A1, me/100g Boden}) \\
 & + 4.400(\text{austauschbare Metall-Kationen im A1, me/100g Boden}) \\
 & - 0.1895(\text{Basensättigung im A1, \%}) \\
 & - 1.3190(\text{Kohlenstoffgehalt im A1, \%})
 \end{aligned}
 \tag{1-30}$$

Das Modell von Schönau weist eine überraschend hohe Genauigkeit mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0.85$ auf. Einen ähnlichen, etwas einfacheren Ansatz hat Marques (1991) für *Pinus pinaster* Bestände im Norden von Portugal verfolgt (Gl. 1-31).

$$\begin{aligned}
 SI_{35} = & 10.72 + 0.78(\text{durchschnittliche Minimaltemperatur im Herbst } ^\circ\text{C}) \\
 & + 0.024(\text{verfügbares CA mol pro m}^2 \text{ im Profil}) \\
 & + 0.0067(\text{Porosität dm}^3 \text{ pro m}^2 \text{ im Profil}) \\
 & - 0.0044(\text{Feinsandgehalt dm}^3 \text{ pro m}^2 \text{ im Profil})
 \end{aligned}
 \tag{1-31}$$



Tafel 1-2 . 60-jähriger Buchenmischbestand, Ostholstein.

Die Beispiele vermitteln einen Eindruck von den unterschiedlichen Bodenvariablen, die für eine Leistungsschätzung in Frage kommen können. Festgestellt werden muss allerdings, dass die Regressionsmodelle lediglich eine einmalige optimale Anpassung für einen ganz bestimmten Datensatz darstellen. Die Schätzgenauigkeit ist oft hoch und dies ist zweifellos eine Stärke der Regressionsmodelle. Ihre Schwäche liegt darin begründet, dass eine einmalige optimale Anpassung aufgrund einer subjektiven Auswahl von Stichprobenpunkten erfolgt. Eine über die Beobachtungswerte hinausgehende extrapolierte Aussage ist selten möglich. Das Mo-

dell kann nicht modifiziert oder verbessert werden, es sei denn, ein neuer spezieller Datensatz steht zur Verfügung, der eine neue, einmalige Regression induziert.

Deshalb wird vermehrt dazu übergegangen, auf den Bereich $[0,1]$ normierte Wirkungsfunktionen für eine begrenzte Anzahl von Standortfaktoren zu entwickeln. Ein Beispiel für dieses Vorgehen ist der Produktivitätsindex von Henderson et al. (1990), der auf 5 Bodeneigenschaften¹⁷ basiert, deren Verfügbarkeit durch $[0,1]$ normierte sog. *sufficiency factors* ausgedrückt wird. In dieser Arbeit wird die Hypothese vertreten, dass das oberirdische Wachstum direkt proportional zum Wurzelwachstum ist. Das Wurzelwachstum wird durch die Verfügbarkeit der 5 Faktoren beeinflusst, wobei die Transformation auf die *sufficiency factors* in ähnlicher Weise erfolgt, wie bei dem von Kahn (1995) beschriebenen Verfahren.

Bodenvegetation

Die Bonitierung von Waldstandorten auf der Grundlage der Bodenvegetation hat vor allem in Nordeuropa eine lange Tradition. Ausgehend von der Annahme, dass sich in der Vegetation das Zusammenwirken aller für das Pflanzenwachstum bedeutsamen Umgebungsfaktoren widerspiegelt, scheint sie ein besonders umfassender Indikator zu sein. Da die Bodenvegetation und das Baumwachstum gleichermaßen von den Standortfaktoren beeinflusst werden, stellt die Bodenvegetation einen besonders geeigneten Bonitierungsmaßstab dar. Nach Vanclay (1992) können bei der Bonitierung über die Bodenvegetation zwei Ansätze unterschieden werden: die *Klassifizierung* (Braun-Blanquet-Methode) und die *Ordination* (Zeigerwert-Methode).

Klassifizierung

Allen Varianten des Klassifizierungsansatzes ist gemein, dass die potentielle Klimaxvegetation zur Einteilung von Habitat- oder Standortstypen verwendet wird. Das wohl bekannteste Beispiel hierfür sind die Vegetationstypen nach Cajander. Cajander (1909) verwendete verschiedene Pflanzengemeinschaften zur Schätzung der standörtlichen Produktivität in Finnland. Abb. 1-27 zeigt beispielhaft den Vorrat von Kiefernbeständen in Abhängigkeit vom Alter und sechs Vegetationstypen (nach Kimmins, 1987).

¹⁷ Nutzbare Wasserkapazität, Bodendurchlüftung, Raumgewicht, pH-Wert und elektrische Leitfähigkeit; von letzterer wird, da sie leichter zu messen ist, auf das osmotische Potential geschlossen

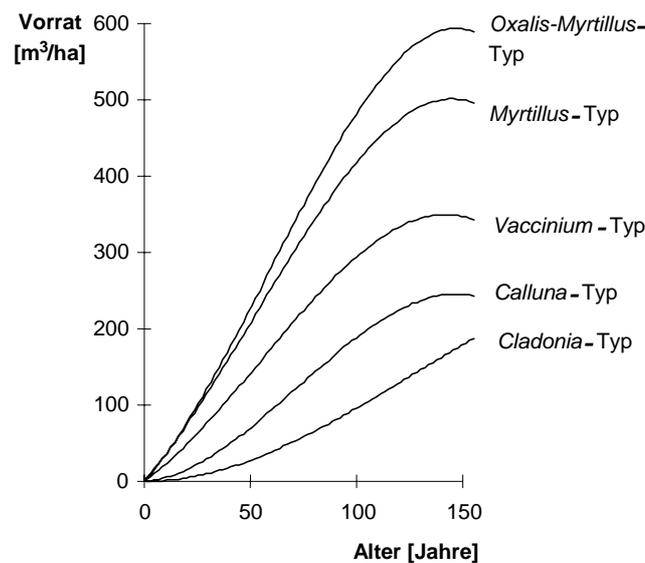


Abbildung 1-27. Vorrat von *Pinus sylvestris* Beständen in Finnland in Abhängigkeit vom Alter und Vegetationstyp nach Cajander (1926; aus Kimmins, 1987, S. 443).

Die Cajander-Methode ist sowohl in Europa als auch in Nord-Amerika auf großes Interesse gestoßen (vgl. Rennie, 1963; Vanclay, 1992). Ein weiteres Beispiel für die Anwendung der Klassifizierungsmethode zur Bonitierung von Kiefern-Aufforstungsflächen auf der Basis natürlicher Pflanzenassoziationen findet sich bei Shafer (1989; Abb. 1-28).

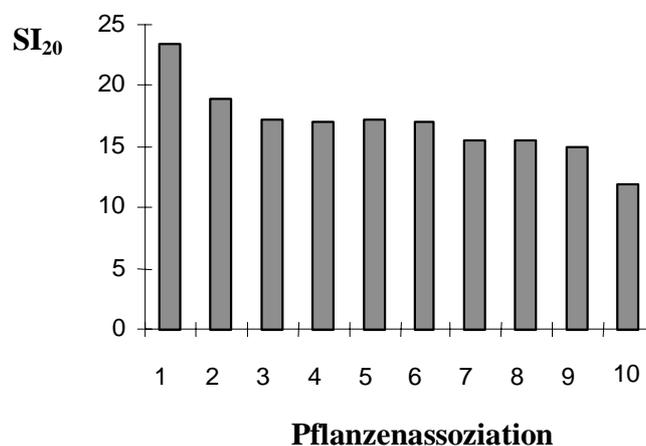


Abbildung 1-28. Absolute Höhenbonitäten für *Pinus elliottii* - Bestände nach Shafer (1989) für 10 Pflanzenassoziationen im Kapegebiet, Südafrika.

Die Assoziation 1 in Abb. 1-28 (*Stoebe plumosa* / *Lachenalia spp* / *Tetraria cuspidata* / *Senecio juniperinus*) findet sich auf den besten Standorten während der schwächste Standort durch die Assoziation 10 (*Watsonia fourcadei* / *Berzèlia intermedia* / *Cliffortia stricta* / *Pellaea chedrum*) charakterisiert wird.

Die Arbeit von Hakes (1994) demonstriert diesen Ansatz für mitteleuropäische Buchenwälder. Allerdings erscheint die praktische Anwendung der Klassifikati-

onsmethode in Mitteleuropa aufgrund der Vielfalt und kleinstandörtlichen Variabilität der Bodenvegetation, die teilweise erheblichen anthropogen bedingten Veränderungen ausgesetzt ist, problematisch. Anwendungsbeispiele sind daher selten.

Zeigerwertmethode

Die *Ordinations- oder Zeigerwertmethode* basiert auf der Zuordnung bestimmter Arten zu sogenannten ökologischen Artengruppen. In einer Artengruppe sind dabei Pflanzenarten zusammengefasst, die sich bestimmten Standortsfaktoren gegenüber ähnlich verhalten (Schönhar, 1993). Es gibt zwei verschiedene Verfahren. Die erste und am häufigsten verwendete Methode basiert auf der Ansprache der Standortproduktivität mittels bestimmter Pflanzen, denen ein ökologischer Zeigerwert zugewiesen werden kann; die zweite basiert auf der Verwendung physiognomischer Merkmale der Pflanzen, wie beispielsweise der Blattgröße oder der Pflanzhöhe. Die beiden Ansätze schließen sich keineswegs gegenseitig aus, sondern können auch gemeinsam zur Anwendung kommen (Hagglund, 1981).

Tatsächlich gibt es zahlreiche Beispiele erfolgreicher Bonitierung auf der Basis der Bodenvegetation aus Ländern, die sowohl eine große Artenvielfalt als auch eine kleinflächige Verteilung der Bodenflora aufweisen (vgl. z.B. Webb, 1959; Marques, 1991). Unter Verwendung einer mehrstufigen Skala erlauben bestimmte Pflanzenarten eine Einschätzung der Licht-, Temperatur-, Wasser-, Nährstoff- und Klimaverhältnisse (Ellenberg et al., 1991). Bei der Zuordnung eines Zeigerwertes spielt das Konkurrenzverhalten einer Art eine entscheidende Rolle. Da die meisten im Walde vorkommenden Bodenpflanzen ohne den durch andere Arten hervorgerufenen Konkurrenzdruck zahlreiche Standorte besiedeln könnten, wäre ihre ökologische Aussagekraft bzw. ihr ökologischer Zeigerwert relativ gering (Ellenberg, 1986). Der starke Wettbewerb führt jedoch dazu, dass sich bestimmte Arten nur an einer begrenzten Anzahl von Standorten behaupten können. Konkurrenzschwache Arten, die sich nur unter sehr speziellen Bedingungen behaupten können, sind deshalb für die Standortsbeurteilung besonders wertvoll.

Natürlich ermöglichen die einzelnen Pflanzenarten lediglich eine Beurteilung der Nährstoff- und Feuchtigkeitsverhältnisse der Bodenhorizonte, die von ihnen durchwurzelt werden. Während Moose mit ihren Rhizoiden an der Oberfläche des Bodens haften oder höchstens wenige Zentimeter tief in diesen eindringen, können krautige Pflanzen und vor allem Sträucher mit ihren Wurzeln bis in den Unterboden vorstoßen. Auf Böden mit oberflächlicher Versauerung (beispielsweise in einem Fichtenbestand auf Kalkverwitterungsböden) können dementsprechend säureliebende Moose durchaus mit Kalkzeigern vergesellschaftet sein (Schönhar, 1993).

Ein konkretes Beispiel für die Bonitierung auf der Basis der Ordinationsmethode ist die Herleitung eines *Wachstumszeigerwertes* (GI) für einen tropischen Regenwald in Queensland, wo ein enger Zusammenhang zwischen dem Wert von GI und dem Vorhandensein bzw. der Abwesenheit bestimmter Baumarten nachgewie-

sen werden konnte (Vanclay, 1992, S. 150). Da die eindeutige Bestimmung tropischer Pflanzen nicht immer möglich ist, verwendete Vanclay neben den Zeigerpflanzen noch einen geologischen Parameter. Das Modell ist in Gl. 1-32 dargestellt. Die Variablen können entweder den Wert 1 (vorhanden) oder 0 (nicht vorhanden) annehmen, wobei die geologischen Variablen sich gegenseitig ausschließen, während für die Pflanzen jede denkbare Kombination in Betracht kommt.

$$GI = \begin{pmatrix} 4.528 \times AL \\ 5.934 \times BV \\ 5.164 \times AV \\ 6.174 \times CG \\ 4.980 \times SM \\ 3.837 \times TG \end{pmatrix} + 1.144 \times BLO + 1.286 \times SBN - 1.020 \times VTX - 0.673 \times RAP + 1.027 \times BUA + 1.008 \times RBN - 1.223 \times CLL + 1.516 \times BGR \quad 1-32$$

mit

Geologie: AL = alluvial; BV = basic volcanic; AV = acid volcanic; CG = coarse granite; SM = sedimentary-metamorphic; TG = tully fine-grained granite

Pflanzen: BLO = Blush Silky Oak; SBN = Salmon Bean; VTX = Vitex; RAP = Rapanea; BUA = Buff Alder; RBN = Rose Butternut; CLL = Cinnamon Laurel; BGR = Brown Gardenia

Klima

Das Klima hat einen beträchtlichen Einfluss auf das Waldwachstum, und daher gibt es entsprechende Bonitierungsansätze, die sich mit dem Leistungspotential in Abhängigkeit ausgewählter Klimadaten befassen. In der Regel werden zu diesem Zweck Klimaindizes verwendet, die mehrere Einzelfaktoren aggregieren.

Einer der bekanntesten Indizes ist die *klimabedingte Vegetationsproduktivität* (CVP) nach Paterson (1962; Gl. 1-33).

$$CVP = N \cdot \frac{T_v}{T_a} \cdot \frac{g}{360} \cdot \frac{R_p}{R_s} \quad 1-33$$

wobei

N = mittlerer Jahresniederschlag in mm

T_v = mittlere Temperatur des wärmsten Monats, °C

T_a = Differenz: mittlere Temperatur des wärmsten und kältesten Monats, °C

g = Anzahl der Tage pro Jahr mit einer Temperatur von mindestens 7°C¹⁸

R_p = Strahlung am Pol

R_s = örtliche Strahlung¹⁹

Der Paterson-Index wurde u.a. dazu verwendet, um die potentielle Holzproduktion größerer Waldgebiete zu schätzen (Tab. 1-5).

¹⁸ Diese Variable ist auch allgemein bekannt als *degree days*.

¹⁹ Der Quotient R_p/R_s wird auch als *Evapotranspirationskoeffizient* bezeichnet.

CVP	m ³ /Jahr /ha	Vorkommen
25	0	warme Trockengebiete; arktisches Klimagebiet
25-100	0-3	kalte Gebirgslagen; Wüsten; heiße tropische Regionen
100-300	3-6	kühl gemäßigte Gebiete, Mittel- u. Osteuropa u. USA
300-1000	6-9	Südchina, Indien, Afrika, südliche USA, Argentinien, Bolivien, Westeuropa
1000-5000	9-12	vor allem Südamerika, Zentralafrika, trop. Indien
> 5000	> 12	Äquatorialgebiete (Amazonas, Kongo), Malaysia

Tabelle 1-5. Klimabedingte Vegetationsproduktivität (CVP) und Zuwachs je ha in verschiedenen Großregionen (Paterson, 1962; Kramer, 1988, S. 41).

Pardé u. Bouchon (1990, S. 207) konnten für Buchenbestände die folgende Beziehung zwischen dem dGZ und dem CVP herleiten:

$$dGZ = 5.20 \cdot \log_{10}(CVP) - 7.25 \quad 1-34$$

Ein wesentlich einfacherer Klimaindex ist der Lang'sche Regenfaktor, der in Hessen unter der Bezeichnung *Klimafeuchte* bekannt ist (Hessische Forsteinrichtungsanstalt, 1985). Die Klimafeuchte ist gleich dem Verhältnis von Niederschlag [mm] und mittlerer Lufttemperatur während der Vegetationszeit, von Mai bis September²⁰. In Hessen liegen von Mai bis September die mittleren Niederschlagsmengen zwischen 250 und 500 mm und die mittleren Temperaturen zwischen 11 und 17°C. Somit kann die Klimafeuchte dort Werte zwischen 9 und 24 annehmen. Der untere Bereich mit Werten von 14 bis 29 wird als subkontinental bezeichnet, der obere Bereich mit Werten über 14 als subatlantisch. Als problematisch bei der Anwendung von Indizes in Form von Verhältniszahlen erweist sich die Möglichkeit gleicher Indexwerte bei unterschiedlichen Werten in Zähler und Nenner (z. B. 300/10 = 600/20). Dies setzt voraus, dass die Form der Beziehung konstant ist.

Obwohl die aggregierten Klimaindizes möglicherweise dazu verwendet werden können, unterschiedliche Biomasseleistungen in verschiedenen Großregionen zu erklären, bieten sie jedoch nur begrenzte Möglichkeiten zur Bonitierung von realen Waldbeständen.

Für die Praxis liefern vor allem die Ergebnisse der flächendeckenden Standortkartierungen wirklich brauchbare Angaben. Die Daten der Standortkartierung können, wie bereits dargestellt, mit Hilfe baumartenspezifischer Wirkungsfunktionen in wachstumsrelevante Information transformiert werden.

²⁰ In der ursprünglichen Form des Lang'schen Regenfaktors wird die mittlere jährliche Lufttemperatur verwendet.

Vergleich der Bonitierungsansätze

Eine Bewertung der einzelnen Bonitierungsverfahren setzt Klarheit über Anlaß und Zweck der Bonitierung voraus. Die Bonitierung von Beständen ist eine wesentliche Voraussetzung der betrieblichen Planung. Zum einen ermöglicht sie die Prognose zukünftiger Erträge, zum anderen kann die regelmäßige Einschätzung des standörtlichen Leistungspotentials dazu beitragen, die Nachhaltigkeit der Standortbedingungen zu überprüfen.

Dabei stellt sich die Frage, welches der unterschiedlichen Bonitierungsverfahren die genaueste Schätzung der standörtlichen Leistung liefert. Diese Frage ist nur dann zu beantworten, wenn für die unterschiedlichen Methoden Fehlerangaben verfügbar sind. Da solche Daten generell nicht vorliegen, kann eine Bewertung der Schätzgenauigkeit nicht vorgenommen werden. Eine verfügbare Quelle bietet die Untersuchung von Marques (1991; Abb. 1-29).

Marques stellt fest, dass die Bodenparameter genauere Schätzungen der Standortproduktivität ermöglichen als die Vegetationsparameter. Die direkte Bonitierung über die Bestandeshöhe ist erwartungsgemäß umso genauer, je mehr sich das reale Bestandesalter dem Bonitäts-Bezugsalter nähert. Soll das Modell Allgemeingültigkeit besitzen, so ist es wünschenswert, möglichst alle (vermutlich) wachstumsrelevanten Variablen einzubeziehen. Unterschiedliche Anstrengungen sind unternommen worden, um dieses Ziel zu erreichen, und nicht selten wurde dadurch eine erhöhte Allgemeingültigkeit erzielt. Moosmayer und Schöpfer (1972) konnten den dGZ von Fichtenbeständen mit hoher Genauigkeit schätzen. Sie verwendeten 5 unabhängige Variablen.²¹

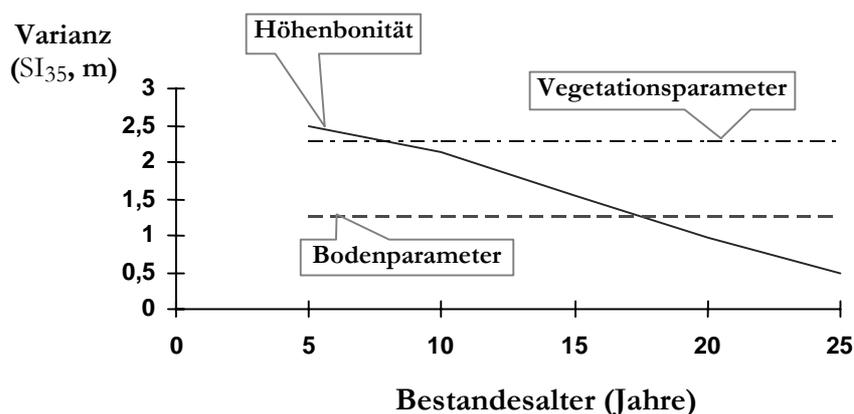


Abbildung 1-29. Streuung (V) des SI_{35} für *Pinus pinaster* in Portugal in Abhängigkeit vom Bonitierungsansatz und Bestandesalter (Marques, 1991).

²¹ Zwei davon waren gemessene Zustandsvariablen, nämlich der *Regenfaktor* (Niederschlag mm/Durchschnittstemperatur) für die Monate April-September, und die Anzahl der Tage im Jahr mit einer Minimaltemperatur von 10 °C. Die verbleibenden drei kategorischen Variablen waren die *Feuchtestufe* (15 Stufen), die *Ökoserie* (10 Stufen) und die *Oberbodenstörung* (3 Kategorien).

Shugart (1984, S. 52-61) verwendete vier Wachstums-Reduktionsfaktoren, um die Auswirkung von Lichtdämpfung, Temperatur, Nährstoffgehalt und Feuchte zu modellieren. Einen ähnlichen Ansatz verfolgten Kellomäki et al. (1993) mit ihren sog. *Wachstumsmultiplikatoren* für die Faktoren Licht, Temperatur, Feuchte und Stickstoff. Auch Kimmins et al. (1990) verwenden diese Methode, jedoch mit einer etwas detaillierteren Berücksichtigung der Nährstoffversorgung.

Die ursprüngliche Beliebtheit der multiplen Regressionsmodelle scheint nicht mehr gegeben zu sein. Statt dessen konzentriert man sich darauf, Daten, die routinemäßig im Rahmen von Waldinventuren und Standortkartierungen erhoben werden, besser zu nutzen. Diese häufig in kategorischer Form vorliegenden Daten (z.B. die diskreten *Wasserzahlen* nach Ellenberg et al. (1991), u.a. hergeleitet auf der Basis der Bodenvegetation nach Röhe, 1985 bzw. Schönhar, 1993) müssen in stetige Variablen transformiert werden, um sie für die Wachstumsmodellierung nutzbar zu machen.

Während ein verbesserter Einsatz von Standortvariablen zweifellos auch verbesserte Wachstumsprognosen ermöglicht, wäre es jedoch unrealistisch, zu glauben, dass das Wachstum nur auf der Basis von Standortfaktoren geschätzt werden kann. Wesentliche Bedeutung für das Wachstum einzelner Bäume hat bekanntlich deren unmittelbare Umgebung, sowohl in Bezug auf die oft wechselhafte kleinstandörtliche Besonderheit des Bodens, aber auch bezüglich der Dimensionen und Abstände benachbarter Bäume. Erhebung und Auswirkungen solcher Parameter werden später vorgestellt.

Kapitel 2

Morphologie der Waldbäume

Die waldwachstumskundliche Forschung ist unter anderem auch für die Bereitstellung von Informationen für die Steuerung und Analyse der Waldentwicklung (die Forsteinrichtung) verantwortlich. In dieser Eigenschaft befasst sich die Waldwachstumsforschung u. a. mit der Morphologie der Waldbäume. Besondere Bedeutung erlangt der wirtschaftlich wichtige *Stamm*, die *Krone* als Träger der lebenswichtigen Transpirations- und Assimilationsorgane, und der für die Aufnahme von Wasser und gelösten Nährstoffen zuständige *Wurzelbereich*. Im vorliegenden Kapitel soll zunächst eine Erläuterung der wichtigsten Funktionen der einzelnen Baumkompartimente erfolgen. Schließlich werden einige Beispiele morphologischer Modelle vorgestellt, denen innerhalb der Pflanzenmodelle ein zunehmend hoher Stellenwert zukommt.

Die Baumkrone

Die grundlegende Voraussetzung für das Baumwachstum ist die in der Baumkrone stattfindende CO_2 - Assimilation, die unmittelbar mit der Transpiration verbunden ist. Aufgrund der Transpiration wird der Saftstrom innerhalb der Pflanze aufrechterhalten, der die Versorgung der Blätter/Nadeln mit Wasser und Nährstoffen garantiert und insofern eine wesentliche Voraussetzung der Photosynthese darstellt (Raven et. al, 1987, S. 609ff.). Die Verteilung der Assimilationsorgane an den Ästen und Zweigen in der Krone dient wiederum dazu, dieselben hinsichtlich des für die Photosynthese notwendigen Strahlungsgenusses in eine besonders günstige Stel-

lung zu ihrer Umwelt zu bringen (Mitscherlich, 1970, S. 4 ff.). Der Lebensraum Baumkrone ist eine weitgehend unerforschte „Schatzkiste der Artenvielfalt“. In den Kronen tropischer Bäume wurden in letzter Zeit weit mehr Insektenarten neu entdeckt als in jedem anderen Lebensraum der Erde (Leuschner, 2002).

Die Baumkrone ist kein statisches Gebilde. Vielmehr erfolgt jedes Jahr eine Ausformung neuer Triebe. Diese Veränderung bewirkt eine Neuverteilung der Blätter im Raum. Ein wesentlicher Grund hierfür ist die Lebensraumkonkurrenz innerhalb eines Bestandes. Der mit zunehmendem Alter steigende Raumanspruch für Wurzeln und Krone ist letztlich aber nur dadurch zu befriedigen, dass ein Teil der Population ausscheidet. In einem für den Wald typischen Existenzkampf überwachsen und bedrängen die Bäume sich gegenseitig. Dieser Wettbewerb, bei dem die unterlegenen Individuen durch Übershattung in ihrer Entwicklung behindert werden, wird im Kronenraum erkennbar.

Die Kronenform und insbesondere der Bekronungsgrad erlauben Rückschlüsse auf die bisherigen Wachstumsbedingungen und die waldbauliche Behandlung eines Baumes (Kramer, 1988, S. 16 ff.; Mitscherlich, 1970, S. 12 ff.). Allerdings bietet die genaue Erfassung der Kronenform bei stehenden Bäumen einige Schwierigkeiten. Kronenanalysen zur Ermittlung der Stellung der Äste im Baum, der Astwinkel und -krümmungen wurden deshalb bisher noch vorwiegend an liegenden Bäumen durchgeführt. Seit einigen Jahren ist die Baumkrone als lohnendes Forschungsobjekt zur Untersuchung der CO₂-Bindung der Bäume und zum Studium von Blattbildung und Astwachstum erkannt. Solche Kronenuntersuchungen werden zunehmend mit Hilfe neuer Techniken im inneren und äußeren Kronenraum durchgeführt. Zu den Hilfsmitteln gehören Krananlagen, Hubsteiger, Gerüsttürme und alpine Seilklettertechniken. In tropischen Wäldern werden auch aufwendige Ballonsysteme eingesetzt, wie z.B. das sog. *canopy raft*, eine Kombination aus Ballon und Schlauchboot oder das spezielle Gondelsystem *COPAS*, eine Kombination von Ballon und Führungsseilen, das ebenfalls eine gewisse Mobilität im Kronenraum ermöglicht (Abb. 2-1; Leuschner, 2002).

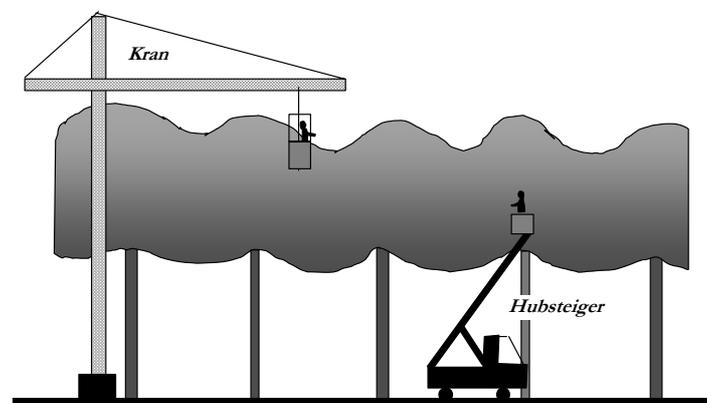


Abbildung 2-1. Hilfsmittel zur Untersuchung des Kronenraums (Leuschner, 2002).

Im Rahmen der Beschreibung und der Modellierung der Kronenform ist die Unterscheidung in Licht- und Schattenkrone sowie deren unterschiedliche Formen von Bedeutung. Nach Burger (1939a, b) wird als Grenze von Licht- und Schattenkrone der Ort der größten Kronenbreite angegeben. Mitscherlich (1970, S. 16) weist jedoch darauf hin, dass es zwar deutliche morphologische Unterschiede zwischen Licht- und Schattenblättern gibt, zwischen den beiden Extremen jedoch eine Fülle von Übergängen existieren und innerhalb der Krone gleitende Übergänge vom Licht- in den Schattenhabitus zu beobachten sind.

Abb. 2-2 zeigt ein vereinfachtes Modell einer Baumkrone mit einigen in der forstlichen Praxis gebräuchlichen, charakteristischen Kronenparametern, die zur Schätzung des Zuwachses an Biomasse und zur Beurteilung der Bestandesicherheit zur Verfügung stehen (vgl. Burger, 1939a).

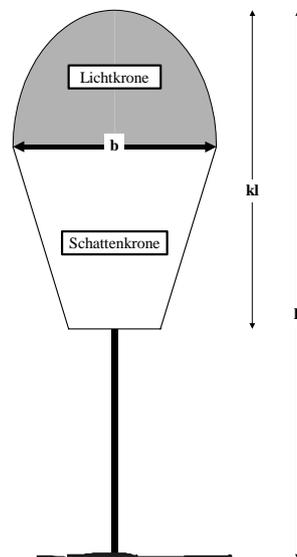


Abbildung 2-2. Modellhafte Darstellung einer Baumkrone mit b = Kronenbreite; kl = Kronenlänge; kl/h = Bekronungsgrad.

Das Kronenfenster - Erfassung der Kronenform im Gelände

Die Kronenschirmfläche wird üblicherweise im Gelände mit Hilfe eines Kronenspiegels bestimmt. Die Erfassung der Kronenperipherie, der Kronenradien bei unterschiedlichen Baumhöhen, ist dagegen erheblich schwieriger. Zu diesem Zweck entwickelten Albert (1994) und Hussein et al. (2000)¹ das sog. *Kronenfenster*, eine auf einem Stativ befestigte durchsichtige Plasticscheibe, auf die ein gleichmäßiges Gitternetz eingebrannt ist. Die für den Gebrauch des *Kronenfensters* entscheidenden geometrischen Beziehungen sind in Abb. 2-3 dargestellt.

Die Baumhöhe H (m) wird zunächst wie üblich mit einem Hypsometer gemessen und danach ebenfalls durch die Anzahl Gitterzellen im *Kronenfensters* ausge-

¹ nach einem Hinweis von H. Pretzsch auf die Technik der englischen Landschaftsmaler.

drückt (H_{sq}). Das Verhältnis H/H_{sq} ergibt die Seitenlänge einer Gitterzelle in m. Es gelten die Beziehungen:

$$\begin{aligned} O_a/OA &= O_b/OB = O_c/OC; \\ O_a/OA &= ab/AB \\ O_b/OB &= bc/BC. \end{aligned}$$

Also ist $ab=AB \cdot O_a/OA$ und $bc=BC \cdot O_b/OB$. Die Abstände ab und bc werden im Gelände durch Auszählen der Gitterzellen ermittelt.

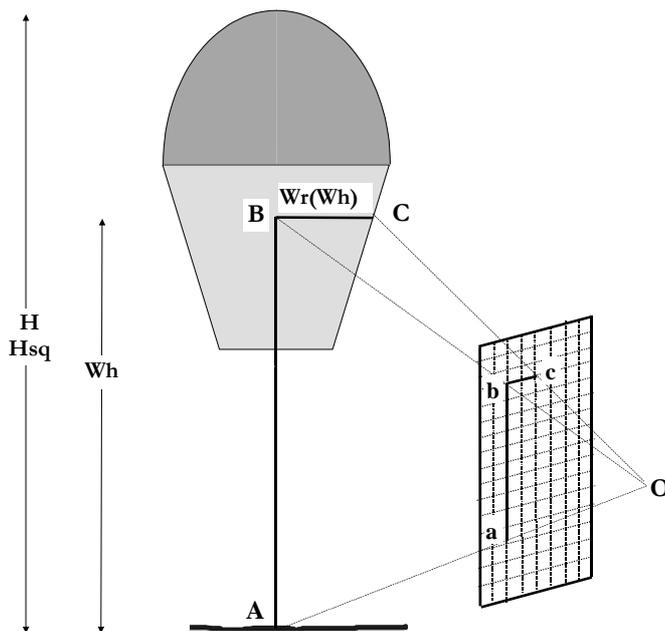


Abbildung 2-3. Das Kronenfenster - schematische Darstellung der Geometrie mit den folgenden Variablen:

O	=	Augenposition des Beobachters
OA	=	Entfernung zwischen Beobachter und Baumfußpunkt [m]
O_a	=	Entfernung zwischen Auge des Beobachters und Kronenfenster [m]
AB	=	Baumhöhe [m] bei der der Kronenradius gemessen wird
ab	=	vertikaler Abstand auf dem Kronenfenstergitter [Anzahl Gitterzellen]
BC	=	Kronenradius bei Baumhöhe AB [m]
bc	=	horizontaler Abstand auf dem Kronenfenstergitter [Anzahl Gitterzellen]
H	=	Mit Hypsometer gemessene Baumhöhe [m]
H_{sq}	=	Mit Kronenfenster gemessene Baumhöhe [Anzahl Gitterzellen]
$Wr(Wh)$	=	Mit Kronenfenster gemessener Kronenradius [Anzahl Gitterzellen]

Durch Auszählen der Gitterzellen für die Kronenfensterhöhe Wh und den Kronenfensterradius $Wr(Wh)$ und durch Multiplikation dieser Werte mit H/H_{sq} ist es möglich, die Absolutwerte der Kronenradien für beliebige Baumhöhen zu berechnen. Grundsätzlich wird angenommen, dass der Messende bei der Kronenbreitenermittlung darauf achtet, nur orthogonal zu seiner Blickrichtung stehende Äste zur Messung heranzuziehen. Dies ist ein wesentlicher Vorteil gegenüber der nachträglichen

Auswertung bei photooptischen Verfahren. Werden trotz sorgfältiger Auswahl zu messender Äste dennoch nicht-orthogonale Äste erfasst, kommt es zu Über- bzw. Unterschätzungen der Kronenbreite. Dieser Effekt der perspektivischen Verzerrung müßte sich darüber ausgleichen, dass es in gleichen Teilen zur Fehleinschätzung der Orthogonalität kommt, je nachdem ob der Ast sich zum Betrachter hinwendet oder nach hinten abwendet.

Digitalisierung des Kronenprofils

Das Auszählen der Gitterzellen für die Kronenfensterhöhe W_h und den Kronenfensterradius $W_r(W_h)$ im Gelände ist zeitraubend. Stattdessen kann das Kronenprofil auf eine auf dem Kronenfenster befestigte Plastikfolie gezeichnet werden. Die Zeichnung wird anschließend digitalisiert und mit Hilfe spezieller Software ausgewertet. Die wahren Kronenradien ergeben sich wiederum durch Multiplikation mit dem Verhältnis H/H_{sq} .

Einfluss der Durchforstung auf die Kronenausprägung

Hinsichtlich der Wachstumsmodellierung sind die Anteile der Licht- und Schattenkrone bzw. die Anteile der Licht- und Schattenausformungen der Assimilationsorgane und deren Einfluss auf die Photoproduktion besonders bedeutsam. Die Kronenquerschnitte in Abb. 2-4 verdeutlichen die Variabilität der Kronenform verschiedener Baumklassen für zwei Fichtenbestände in Abhängigkeit von Alter und Bestandesstellung (nach Burger, 1939a, b). Der in Abb. 2-4 schattierte Bereich im Innern der Krone ist der nadelfreie Kronenkern, in dem das Lichtminimum für die Existenz der Assimilationsorgane unterschritten wird. Dieser Bereich variiert in seiner Ausdehnung in Abhängigkeit von der Trieblänge, der Triebart (Kurz- oder Langtriebe), dem Nadelalter und der Bestandesstellung (Mitscherlich, 1970, S. 15 f.).

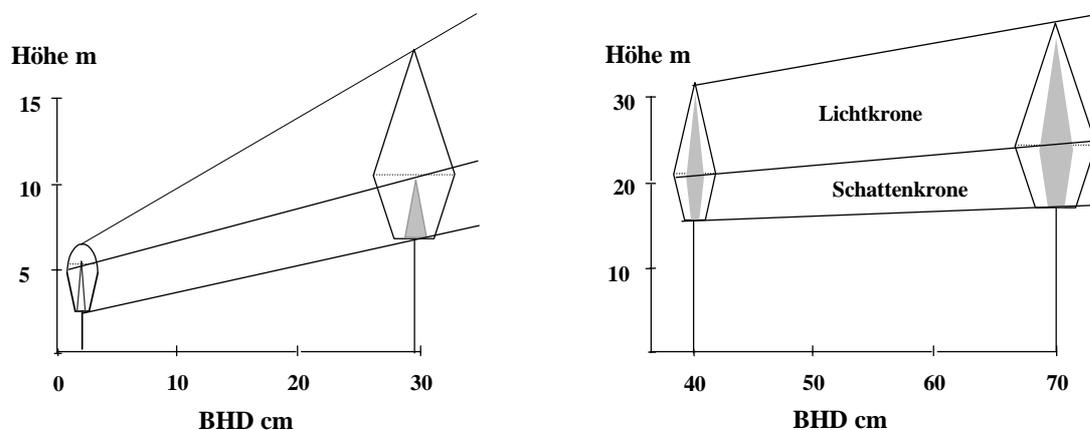


Abbildung 2-4. Verteilung von Licht- und Schattenkrone sowie schattiert dargestellten nadelfreien Kronenkern in Abhängigkeit von Alter und Bestandesstellung für zwei Fichtenbestände (nach Burger, 1939a, b). Links: 25-jähriger geschlossener Fichtenbestand; rechts: 122-jähriger lichter Fichtenbestand.

Die Form der Krone ist charakterisiert durch die mit dem Alter zunehmende Überlegenheit des Längenwachstums der Seitentriebe gegenüber den Höhentrieben, die zu einer typischen Kronenabwölbung führt. Diese Entwicklung variiert jedoch in Abhängigkeit von Art und Provenienz. So behält beispielsweise bei Fichte und Douglasie der Gipfeltrieb bis ins hohe Alter die Führung, wohingegen bei der Tanne eine charakteristische Kronenabwölbung, ein sogenanntes *Storchennest* zu beobachten ist. Die Laubbäume zeichnen sich im Alter in der Regel durch eine Auflösung der Hauptachse in gleichwertige Nebenachsen aus, die ebenfalls zu einer deutlichen Abwölbung der Kronen führt. Weitere Einflüsse, wie beispielsweise einseitige Hangneigung, einseitiger Freistand, Windwirkung, Schäden und die Provenienz, führen schließlich zu einer individuellen Kronenform (Mitscherlich, 1978, S. 10 f.).

Entscheidenden Einfluss auf die Kronenentwicklung hat aber ebenso die Art der Bestandesbehandlung. Eine grundlegende Erfahrung der Durchforstungspraxis besagt, dass die Kronenausdehnung durch eine Erweiterung des Standraumes vergrößert werden kann. Die Reaktion der Krone auf eine Standraumerweiterung ist jedoch entscheidend davon abhängig, ob der Kulminationspunkt des Höhenwachstums bereits überschritten ist.

Abb. 2-5 verdeutlicht dies für zwei unterschiedlich behandelte Buchenbestände. Bei der Niederdurchforstung wird der Unterstand entfernt und es entsteht ein einstufiger Bestand. Die schwächeren Bäume haben besonders hoch angesetzte Kronen. Bei der Hochdurchforstung bleibt dagegen der Unterstand erhalten, die Baumhöhen sind stärker gestaffelt und die Krone ist selbst bei den unterständigen Bäumen tief angesetzt.

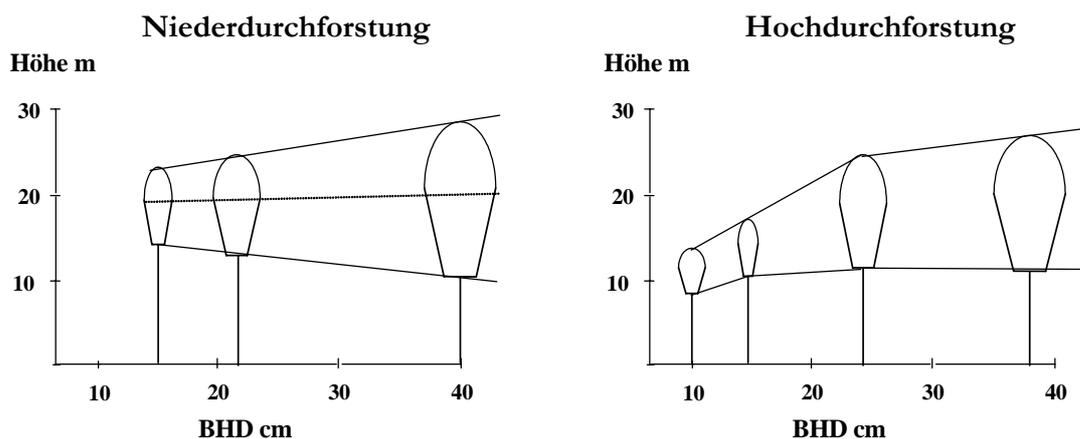


Abbildung 2-5. Kronenprofile für zwei Buchendurchforstungsflächen aus der Schweiz. Links ein Beispiel für eine schwache Niederdurchforstung, rechts für eine Hochdurchforstung (nach Badoux, 1939).²

Ein weiteres Beispiel für den Einfluss der waldbaulichen Behandlung auf die Kronenentwicklung findet sich bei Kramer (1988, S. 20 f.). Frühe und starke Läuterungen und Durchforstungseingriffe ergeben höhere Kronenprozentage und erhöhen

² Graphik entnommen aus Mitscherlich, 1970, S. 19

somit die Vitalität und Stabilität des Einzelbaumes, was sich wiederum positiv auf die Bestandesstabilität auswirkt. Dieser Effekt ist besonders deutlich bei den immergrünen Nadelbäumen ausgeprägt.

Die Beschreibung der Kronenarchitektur ist ein wichtiges Element der Modellierung des Wachstums ungleichaltriger Mischbestände, in denen die Entwicklung der einzelnen Bäume im wesentlichen durch die Beschattung und seitliche Kronenbedrängung bestimmt wird. Zur Nachbildung der Konkurrenzverhältnisse eines Bestandes, basierend auf der dreidimensionalen Verteilung der Biomasse, ist die Verwendung einfacher Kronenmodelle zunächst ausreichend. Entsprechende Daten und Erfahrungen zur Darstellung baumarten-typischer Kronenformen liegen bereits vor.

Bei der Beschreibung der ideellen Kronenform mittels geometrischer Körper werden Laub- und Nadelbäume sowie Licht- und Schattenkronen getrennt betrachtet. Zur Beschreibung der Lichtkrone eignen sich bei Laubbäumen Paraboloide, die auch bei Nadelbäumen als Basis zur Modellierung der Kronenform herangezogen werden können. Die Modellierung der Schattenkrone kann hingegen sowohl bei Nadel- als auch Laubbäumen der Form eines Paraboloid-, Kegel- oder Neiloidstumpfes folgen. Das Längenverhältnis von Licht- zu Schattenkrone ist dabei von der sozialen Stellung des Baumes im Bestand abhängig.

Abb. 2-6 zeigt ein Kronenformmodell nach Pretzsch (1992, S. 112 f.), das für die Baumarten Buche, Fichte und Tanne entwickelt wurde. Die Peripherie der Lichtkrone wird über eine Exponentialfunktion, die der Schattenkrone mit Hilfe einer Geradengleichung beschrieben, wobei sich als Rotationskörper für die Lichtkrone der Fichte ein Kegelspitz, für die Buche ein kubisches, für die Tanne ein quadratisches Paraboloid und für die Schattenkrone aller drei Baumarten ein Kegelsumpf ergibt.

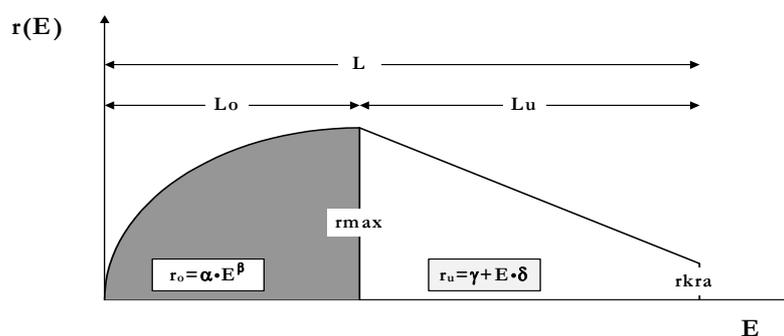


Abbildung 2-6. Modell der Kronenform; $r(E)$ = Kronenradius (m) bei E m Entfernung von der Baumspitze; r_0 , r_u = Kronenradius im Bereich der Licht- bzw. Schattenkrone; r_{\max} = maximaler Kronenradius; r_{kra} = Kronenradius am Kronenansatz; $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ = baumartenspezifische Parameter.

Die Parameter des Kronenmodells sind für drei Baumarten in Tab. 2-1 aufgeführt.

Baumart	Lichtkrone			Schattenkrone		
	α	Lo	β	γ	δ	rkra
<i>Fichte</i>	r_{\max} / Lo	$L * 0.66$	1.00	$r_{\max} - d \cdot Lo$	$\frac{r_{kra} - r_{\max}}{L - Lo}$	$r_{\max} * 0.50$
<i>Buche</i>	$r_{\max} / \sqrt[3]{Lo}$	$L * 0.40$	0.33	$r_{\max} - d \cdot Lo$	$\frac{r_{kra} - r_{\max}}{L - Lo}$	$r_{\max} * 0.33$
<i>Tanne</i>	r_{\max} / \sqrt{Lo}	$L * 0.50$	0.50	$r_{\max} - d \cdot Lo$	$\frac{r_{kra} - r_{\max}}{L - Lo}$	$r_{\max} * 0.50$

Tabelle 2-1. Parameter des Kronenmodells nach Pretzsch (1992) für 3 Baumarten.

Bereits sehr einfache, im Rahmen entsprechender Inventuren verfügbare Daten wie Kronenlängen und -breiten erlauben eine relativ aussagekräftige Modellierung der Baumkronen und damit eine verbesserte Quantifizierung der Konkurrenzverhältnisse in ungleichaltrigen Mischbeständen unter Berücksichtigung der seitlichen Einengung und Beschattung durch benachbarte Konkurrenten.

Ein weiterer Ansatz zur Beschreibung der Kronenform findet sich bei Kändler (1986, S. 43ff.), der eine zweiparametrische Profilflächenfunktion verwendet (Gl. 2-1).

$$h(r) = L \cdot \left[1 - \left(\frac{r}{r_{\max}} \right)^{p_1} \right]^{p_2} \quad 2-1$$

wobei

- L = Länge der Krone (m)
- r_{\max} = maximaler Kronenradius (m)
- r = Kronenradius (m)
- h(r) = Höchster Punkt des Kronenprofils bei Radius r (m)
- p_1, p_2 = empirisch ermittelte Formparameter

Das Kronenprofilmodell bildet nur die Lichtkrone ab, ermöglicht jedoch eine sehr flexible Anpassung an unterschiedliche Kronenformen unter Verwendung von nur zwei Parametern. Abb. 2-7 zeigt halbseitige Kronenprofil-Grafiken für drei Parameterkombinationen.

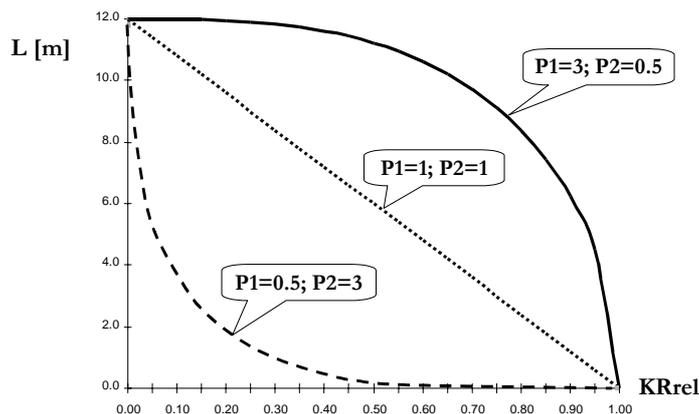


Abbildung 2-7. Halbseitige Kronenprofil-Grafiken für drei Parameterkombinationen der Profilflächenfunktion von Kändler mit L = Kronenlänge und KR_{rel} = relativem Kronenradius (1986).

Die Untersuchungen zur Beschreibung der Kronenlänge können in zwei Gruppen eingeordnet werden. Zur ersten Gruppe gehören Modelle zur Schätzung der Kronenansatzhöhe. Einige wichtige Beispiele sind die Ansätze von:

$$\text{Monserud (1974):} \quad KA = h * e^{(b_1 * h^{b_2} * d)} \quad 2-2$$

$$\text{Biging u. Dobbertin (1995):} \quad KA = h * \left[1 - e^{-\left(b_1 + b_2 * G_{hag} + b_3 * \frac{h}{d_{0,9}} \right)} \right] \quad 2-3$$

$$\text{Nagel (1999):} \quad KA = h * \left[1 - e^{-\left(c_1 + c_2 * \frac{h_i}{d_i} \right)^2} \right] \quad 2-4$$

$$\text{Dursky (2000) für Ahorn und Eiche:} \quad KA = h * \left(0.30 * + \left[1 - e^{\left(a_1 * \left(\frac{h}{d} \right)^{-0.4} \right)} \right] \right) \quad 2-5$$

mit Ka = Kronenansatzhöhe (m)
 $d_{0,9}$ = Durchmesser in 1/10 der Baumhöhe (cm)
 h = Baumhöhe (m)
 G_{hag} = Grundfläche des Gesamtbestandes (m²)
 $a_1, b_1, c_{1,2,3}$ = Parameter

Die zweite Gruppe umfasst Modelle, die den Bekronungsgrad (CR) oder den Kronenanteil schätzen. Dazu gehören Ansätze von Hasenauer u. Monsenrud (1997) und Sterba (1997). Das Kronenmodell von Sterba für Fichte (CR=Kronenanteil) lautet zum Beispiel:

$$CR = \frac{I}{1 + \exp\left(a_0 + \sum_i a_i \cdot STO_i + \sum_j b_j \cdot Größe_j + \sum_k c_k \cdot KONK_k \right)} \quad 2-6$$

Dabei ist *STO* ein Vektor von Standortparametern, *Größe* ein Vektor, der den BHD, den h/d-Wert und Baumhöhen umfasst. *KONK* beschreibt die Konkurrenz im Sinne des Crown Competition Factors (Krajicek et al., 1961) und der Kreisflächendichte stärkerer Bäume. Kronendurchmesser oder –grundflächen für Solitär-bäume schätzten Lässig (1991) und Hasenauer (1994).

Korol u. Gadow (2002) entwickelten ein Kronenmodell für Fichtenbestände im Gebiet der ukrainischen Karpaten. Die Untersuchung basiert auf Daten von insgesamt 107 Fichtenprobestämmen, für die eine Vollstammanalyse durchgeführt wurde. Die Probestämme stammen aus 40 unterschiedlich behandelten Fichtenreinbeständen. Das Kronenmodell wurde auf der Basis nichtlinearer Funktionen hergeleitet und eignet sich zur Schätzung von Kronenlängen, Kronenbreiten und Kronenmantelflächen. Die nachstehenden Funktionen für den Bekronungsgrad (CR) eines Baumes entwickelt:

$$CR_1 = e^{-\sqrt{a_0 + \frac{a_1 * BHD^2 - \left(a_2 * \ln(N * BHD) + a_3 * \ln\left(\frac{BHD^2}{BAL}\right) \right)}{BHD}}} \quad 2-7$$

$$CR_2 = e^{-\sqrt{a_0 + \frac{a_1 * BHD * H + a_2 * e^{\frac{a_3}{\ln\left(\frac{N}{BHD}\right)}} + a_4 * \ln\left(\frac{BHD * H}{BAL}\right) + a_5 * e^{\frac{H}{BHD}}}{H}}} \quad 2-8$$

wobei CR = Bekronungsgrad
 H = Baumhöhe (m)
 BHD = Brusthöhendurchmesser des Baumes (cm)
 N = Stammzahl pro ha
 BAL = Summe der Grundflächen der stärkeren Bäume (m²/ha)
 a₀...a₅ = Funktionsparameter

Die Parameterwerte sind:

Ohne Baumhöhe (CR ₁)				Mit Baumhöhe (CR ₂)					
a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅
-0,2403	0,0341	-1,8627	2,6156	-0,3461	0,0484	-1,9675	6,6915	-2,1228	6,4129

Die Kronenbreite und Kronenlänge werden durch die Bestandesdichte, das Bestandesalter und die Baumattribute (Höhe, BHD und BAL-Index³) beeinflusst. Eine straffe Beziehungen besteht zwischen der Kronenbreite und dem BHD und der Baumhöhe. Diese Beziehung bestätigt andere Untersuchungen, wie zum Beispiel bei den Baumarten Eiche und Ahorn (Ďurský, 2000) und Fichte (Nagel, 1999; Schübeler, 1997). Für die Kronenbreite (KD) wurden die zwei nachstehenden Modelle entwickelt:

³ s. Kapitel *Dichte und Konkurrenz*

$$KD_1 = a_1 * e^{\left(a_2 + a_3 * \ln(N * BHD) + \frac{a_4}{\ln(BAL * BHD)} + \frac{a_5}{BHD} \right)} \quad 2-9$$

$$KD_2 = a_1 * \ln(N * BHD) * e^{\left(- \left(a_2 + a_3 * e^{-\left(\frac{H}{BAL * BHD} \right)} + \frac{a_4}{\ln(H * BHD)} + a_5 * \ln(BHD) \right) \right)} \quad 2-10$$

Da nicht immer alle Daten zur Verfügung stehen, empfiehlt es sich, diesem Umstand mit unterschiedlich aufwendigen Ansätzen Rechnung zu tragen. Die Wahl des Modells hängt dann ab von den in der Praxis verfügbaren Daten. Die Parameterwerte sind in der nachstehenden Tabelle aufgeführt:

Funktion	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5
KD_1	2,3846	0,0671	0,0495	-8,887	0,2854
KD_2	0,5391	0,1117	0,0029	6,0651	-0,2601

Der Bekronungsgrad (CR) schwankt zwischen den Werten 0.20 und 0.70. Er wird in der Regel beeinflusst vom Standraum und der KRAFT'schen Klasse des Baumes. Die Residuen für beide Schätzfunktionen liegen im Wertebereich $\pm 12\%$. Das *Bestimmtheitsmaß* beträgt 0,510 und 0,573 bei $n=107$ für den Bekronungsgrad und 0.76 für den Kronendurchmesser. Der *mittlere quadratische Fehler*, der die Differenz zwischen Modell- und Beobachtungswerten beschreibt, beträgt 0,0582 und 0,0547 bzw. 5,8% und 5,5% für den Bekronungsgrad und etwa 0,49 m für die Kronenbreite.

Die ermittelten Kronenmodelle können dazu verwendet werden, um weitere Kronenattribute zu schätzen, zum Beispiel die Kronenmantelfläche. Die Kronenmantelfläche (Km) ergibt sich aus der Kronenlänge (KL= CR*H) und dem Kronenradius (Kr= KD/2), nach der Formel von Kramer u. Akça (1995):

$$Km = \frac{\pi * Kr}{6 * KL^2} * \left[\left(4 * KL^2 + Kr^2 \right)^{\frac{3}{2}} - Kr^3 \right] \quad 2-11$$

wobei:

- Km = Kronenmantelfläche (m²)
- Kr = Kronenradius (m)
- KL = Kronenlänge (m)

Kronenmodelle höherer Auflösung

Untersuchungen über die Größe und Struktur der Baumkrone gehören zu den wichtigen Aufgaben der Waldwachstumsforschung. Sie tragen zum besseren Verständnis der CO₂-Aufnahme, der Transpiration und Biomasseproduktion bei⁴. Außerdem können Informationen über die Kronenstruktur zum besseren Verständnis

⁴ Oohata (1986), Fujimori u. Kiyono (1986), Maguire u. Hann (1989), Lässig (1991), Ung (1993), Itô et al. (1997), Van Laar u. Akça (1997), Matsue et al. (1999).

der Habitatpräferenzen der Tiere beitragen, die ihren Lebensraum in den Kronen der Waldbäume finden⁵. Die Kronenmorphologie kann detailliert mit Hilfe von Variablen wie z.B. Astlänge, Astdurchmesser und Astwinkel beschrieben⁶. Ottorini (1991) beschreibt zum Beispiel die Kronenform von Douglasien mit Hilfe von zwei einfachen Regressionsgleichungen (Abb. 2-8):

$$L = 11,6 \cdot \ln\left(\frac{E}{20} + 1\right) \quad 2-12$$

$$HA = 0,79 \cdot L \quad 2-13$$

wobei

L	=	Astlänge (cm)
HA	=	horizontaler Abstand von der Astbasis zur Astspitze (cm)
E	=	Abstand von der Baumspitze

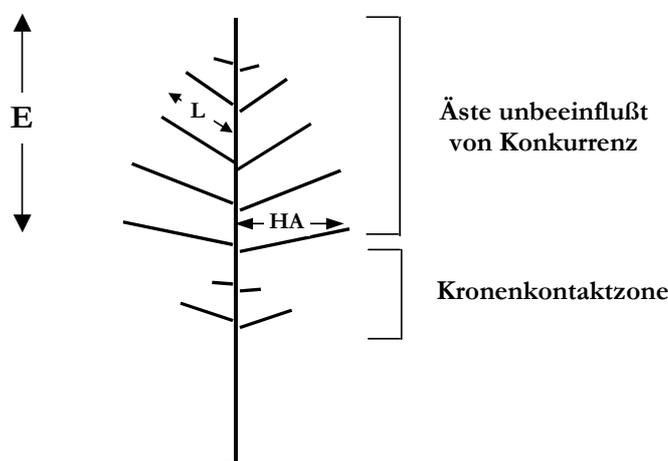


Abbildung 2-8. Beschreibung der Kronenform von Douglasien (Ottorini, 1991).

Der Ansatz von Ottorini (1991) ist besonders gut geeignet zur Beschreibung der Kronenform von Nadelbäumen.

Die Modellierung der Baumarchitektur, insbesondere der Verzweigung, dient unter anderem dem Verständnis der Wasserflüsse und kann so zu einer Erweiterung der Erfahrungen über die Transpiration und ihres Einflusses auf die Assimilation beitragen (Früh, 1992). Dadurch ergibt sich eine Verbindung zwischen physiologisch-biochemischen Prozessen und der Morphologie. Nach Kurth (1994a) können Untersuchungen in dieser Richtung zu einem besseren Verständnis von Pflanzenschäden, wie zum Beispiel der Nadelverluste innerhalb bestimmter Kronenbereiche führen, die eventuell auf Embolien im Wasserleitungssystem zurückzuführen sind.

⁵Moeur (1981), Mayer u. Laudenslayer (1988).

⁶Kellomäki (1986), Kellomäki u. Kurtio (1991), Kellomäki u. Strandman (1995), Kurth (1999).



Tafel 2-1: *Pinus cooperi*, Vorbereitung der Naturverjüngung in Durango, Mexiko (Foto O. Aguirre)

Die Software zur Visualisierung der Verzweigungsarchitektur ist teilweise schon vorhanden und erlaubt beispielsweise die Erzeugung einer Fichtenkrone, wie sie in Abb. 2-9 dargestellt ist.

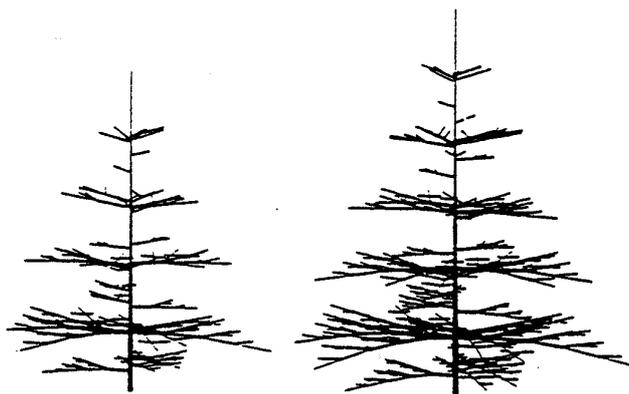


Abbildung 2-9. Auf der Basis eines L-Systems generierte Kronenarchitektur einer Fichte im Alter von 5 und 6 Jahren (Kurth, 1994b).

Die Abbildung zeigt die Verzweigungsstruktur einer jungen Fichte nach 5 und 6 Jahren. Grundlage der Simulation ist ein Lindenmayer-System (*L-System*),⁷ das zwar stochastische Größen,⁸ nicht jedoch Umwelteinflüsse in das Modell einbezieht. Das von Kurth (1994b) entwickelte L-System verwendet 29 Regeln und beschreibt das reguläre Triebwachstum einer Fichte. Ähnliche Ansätze finden sich in den Untersuchungen von Suzuki et al. (1992), Kranigk u. Gravenhorst (1993) und Jäde (1995), wobei die Modellierung auf den empirisch ermittelten Verteilungen der Astwinkel, Astlängen und Aststärken basiert. Die notwendigen Messwerte sind allerdings selten in der Praxis verfügbar und dies ist ein Nachteil der beschriebenen Ansätze.

Eine weitere Methode zur Modellierung der Kronenstruktur gründet sich auf die Anwendung sog. *Fraktaler Strukturen* (Zeide u. Gresham 1991, Zeide u. Pfeifer 1991). Auch für die Entwicklung solcher Modelle werden genaue und detaillierte Messungen benötigt, die nur selten verfügbar sind. Aus diesem Grund schlagen Biging u. Gill (1997) vor, Kronenprofile mit Hilfe von Zeitreihenmodellen zu beschreiben. In einer Untersuchung im Göttinger Wald konnte Hussein (2001) mit Hilfe von Zeitreihenmethoden ein praktikables Verfahren zur detaillierten Beschreibung von Buchenkronen entwickeln. Die Kronenprofile wurden zunächst, auf der Basis von Daten, die mit dem bereits beschriebenen Kronenfenster erfasst waren, mit Hilfe der folgenden quadratischen Trendgleichung beschrieben (Abb. 2-10 links):

$$r_i = b_0 + b_1 \cdot h_i + b_2 \cdot h_i^2 \quad 2-14$$

wobei r_i = Kronenradius bei Baumhöhe h_i
 h_i = Baumhöhe mit Kronenradiusmessung (r_i)
 $b_0; b_1; b_2$ = geschätzte Parameterwerte.

⁷ Benannt nach dem Biologen Aristide Lindenmayer. Für weitergehende Informationen bezüglich L-Systemen siehe Lindenmayer (1975), Prusinkiewics u. Lindenmayer (1990) und Kurth (1994).

⁸Bei einem sogenannten stochastischen Lindenmayer-System besteht die Möglichkeit, zwischen einer Reihe vorgegebener Regeln zu wählen, wobei die Wahrscheinlichkeiten für die Regeln vorliegen.

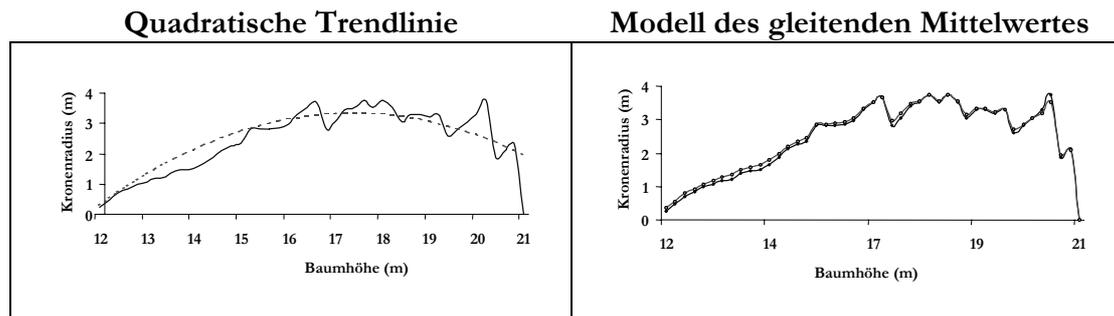


Abbildung 2-10. Links: Beispiel eines Kronenprofils einer Buche mit gemessenen Kronenradien und geschätzter quadratischer Trendlinie (Parameter: $b_0 = -20.8670$; $b_1 = 2.7159$; $b_2 = -0.0761$). Rechts: Anpassung nach Realisierung der Methode der gleitenden Mittelwerte ($\theta = -0.890$).

Unter der Annahme, dass benachbarte Äste unter ähnlichen mikroklimatischen Bedingungen wachsen, konnten Biging u. Gill (1997) die Schätzung des Kronenprofils mit Hilfe einer räumlichen Autokorrelationsfunktion verbessern. Hussein (2001) fand dagegen die Methode der gleitenden Mittelwerte effektiver. Zu diesem Zweck werden die Residuen um die Trendlinie mit Hilfe der folgenden Funktion modelliert:

$$x_h = \theta \cdot \varepsilon_{h-1} + \varepsilon_h \quad 2-15$$

wobei x_h = quadrierte Differenz zwischen Trendlinie und Beobachtung bei Höhe h
 θ = Koeffizient der gleitenden Mittelwertfunktion erster Ordnung
 ε_h = Zufallseffekt bei Höhe h .

Die Radien der Baumkrone können somit als Funktion der Baumhöhe geschätzt werden. Hussein (2001) untersuchte zehn verschiedene Zeitreihenmodelle und fand die einfache Form (Gl. 2-17) besonders effektiv.

Der Baumschaft

Der Stamm oder Schaft wird im allgemeinen als der oberirdische, blättertragende Teil einer Pflanze bezeichnet. Tatsächlich sind jedoch die Zweige der Holzgewächse nicht als Stamm zu verstehen, nur die kräftigen Achsen der Bäume werden als solcher bezeichnet. Der Stamm dient der Stabilisierung des Baumes, ist Träger der Zweige mit den Assimilationsorganen, Blüten und Früchten, ermöglicht den Wasser- und Nährstofftransport von den Wurzeln zur Krone und dient der Speicherung von Reservestoffen und der Einlagerung von Abfallprodukten (Kramer, 1988, S. 31).

Der Stamm ist der wirtschaftlich wichtige Teil der Waldbäume. Deshalb ist die Schätzung des Stammvolumens und der Holzsortimente eine wichtige Aufgabe der praxisorientierten Waldforschung. Durch die Schätzung der Sortimentverteilung am stehenden Baum wird die Voraussetzung für eine Prognose der Holzerträge

und für die betriebswirtschaftliche Bewertung unterschiedlicher Maßnahmenfolgen in Waldbeständen geschaffen. Diese Schätzung basiert unter anderem auf der Kenntnis der Schaftform.⁹

Formzahlen

Die Form stehender Baumschäfte kann auf unterschiedliche Weise bestimmt werden. Die *Formzahl* zum Beispiel ist ein Reduktionsfaktor, der das Verhältnis des realen Volumens¹⁰ zu einer ideellen Bezugswalze beschreibt. Das Volumen der ideellen Bezugswalze [in m³] ist gleich dem Produkt aus Baumhöhe [in m] und Baumgrundfläche [in m²]. Mit Hilfe dieser Verhältniszahl kann das Schaftvolumen geschätzt werden.

Der Begriff *Formzahl* ist etwas irreführend, denn dieser Reduktionsfaktor beschreibt nicht die Baumform,¹¹ sondern lediglich den Grad der Abholzigkeit. Aber gerade wegen ihrer Einfachheit lassen sich generelle Aussagen über die Formzahl machen. Zum Beispiel zeigt die Entwicklung der Derbholzformzahl einen typischen Verlauf als Funktion der Baumhöhe und des Brusthöhendurchmessers (Hengst, 1959). Ihr Wert nimmt mit zunehmendem Bestandesalter ab (Prodan, 1965, S. 188 ff.) und mit zunehmender Bestandesdichte zu (Kramer u. Kätsch, 1994).

Formquotienten, Ausbauchungsreihen und Splines

Eine genauere Beschreibung der Schaftform erhält man mit Hilfe eines *Formquotienten*, der das Verhältnis der Durchmesser in zwei unterschiedlichen Schafthöhen angibt (Prodan, 1965; Akça et al. 1994). Eine logische Erweiterung dieser Verhältniszahl ist ein Vektor von Formquotienten zur Beschreibung des gesamten Schaftprofils. Diese Formquotienten-Vektoren sind bekannt als *Ausbauchungsreihen* (Grundner u. Schwappach, 1942; Schober, 1952).¹²

Anstelle der Formquotienten, die das Verhältnis zwischen zwei Durchmessern an unterschiedlichen Höhen angeben, kann die Schaftform durch ein lineares Modell beschrieben werden. Dabei wird die Beziehung zwischen dem Brusthöhendurchmesser (BHD) und dem Durchmesser für bestimmte normierte Relativhöhen verwendet. Der Ausgleich der Parameter dieser Beziehung erfolgt mit Hilfe einer Polynomgleichung (Sloboda, 1984; Gaffrey, 1988).

Eine weitere Methode zur Beschreibung der Schaftprofile von Waldbäumen basiert auf der Anwendung von Spline-Funktionen. Für die Berechnung erforderlich

⁹ Zu den frühen Ansätzen der Sortimentschätzung zählen die Arbeiten von Mitscherlich, 1939a,b; ders. 1942 und Altherr, 1963.

¹⁰ Gesamtvolumen (Schaft und Äste), Schaftvolumen (ohne Äste) oder Derbholzvolumen.

¹¹ Diese Aussage gilt für die unechte Formzahl; die echte Schaftholzformzahl erlaubt Rückschlüsse auf die Schaftform, ist allerdings schwierig zu messen (Prodan, 1965, S. 35 ff.).

¹² Eine detaillierte Beschreibung der Ausbauchungsreihen und der unterschiedlichen Varianten der Formzahlen und Formquotienten findet sich bei Kramer u. Akça (1995, S. 55 ff.).

sind die an n Messstellen ermittelten Durchmesser- und Höhenwerte $[(d_i, h_i) \ i = 1, \dots, n]$ eines Baumschaftes. Bei der Spline-Methode handelt es sich um eine stückweise aus Polynomen zusammengesetzte Darstellung des Schaftprofils mit glatten Übergängen an den Stützstellen. Zur lückenlosen Darstellung des Schaftprofils müssen alle Koordinaten im Intervall $[h_i, h_{i+1}]$ durch Interpolation ermittelt werden. Dazu wird gewöhnlich eine kubische Spline-Funktion verwendet, d.h. eine Funktion bestehend aus $n-1$ Polynomen dritten Grades (Gl. 2-18).

$$f_i(x) = a_i + b_i(x - h_i) + g_i(x - h_i)^2 + d_i(x - h_i)^3; \in [h_i, h_{i+1}] \quad 2-16$$

Die glatten Übergänge werden dadurch erreicht, dass die $n-1$ Polynome an den Stützstellen zweimal stetig differenzierbar aneinandergesetzt werden. Dadurch ergeben sich bei n Stützstellen $n-1$ Koeffiziententripel, also insgesamt $3(n-1)$ Koeffizienten (Späth, 1973, S. 27 f.; Saborowski, 1982, S. 7 f.; Gaffrey, 1988, S. 51 f.).

Erfahrungsgemäß kann die lokale Anwendung von Formzahlen, Formquotienten oder Volumenfunktionen ohne ausreichende Verifizierung zu erheblichen Schätzfehlern führen. Diese Fehler lassen sich nach dem Verfahren des *centroid* bzw. *importance sampling* mit Hilfe einer einfachen Schaftprofil-Funktion und nur einer zusätzlichen Durchmesser-Messung im unteren Schaftbereich eliminieren bzw. erheblich reduzieren (Gregoire et al., 1986; Wiant et al., 1992).

Parameterkarge nicht-lineare Schaftfunktionen

Die Formzahl ermöglicht allgemeine Aussagen über die Stammform in Abhängigkeit vom Alter und von der Bestandesdichte, aber die Mantellinie eines Baumes, das Baumprofil, kann damit nicht beschrieben werden. Diese Aufgabe wird von Ausbauchungsreihen, Polynomen und Spline-Funktionen sehr gut erfüllt. Diese Modelle können zwar das Profil *eines speziellen* Baumes genau abbilden, aber sie erlauben keine *allgemeinen* Aussagen zum Beispiel über den Einfluss von Standort und Bestandesbehandlung auf die Schaftform.

Einen Kompromiss zwischen den beiden Extremvarianten der Schaftprofil-Beschreibung bietet ein nicht-lineares Modell mit geringer Parameterzahl, eine sogenannte *parameterkarge* Schaftprofilfunktion (Abb. 2-11).

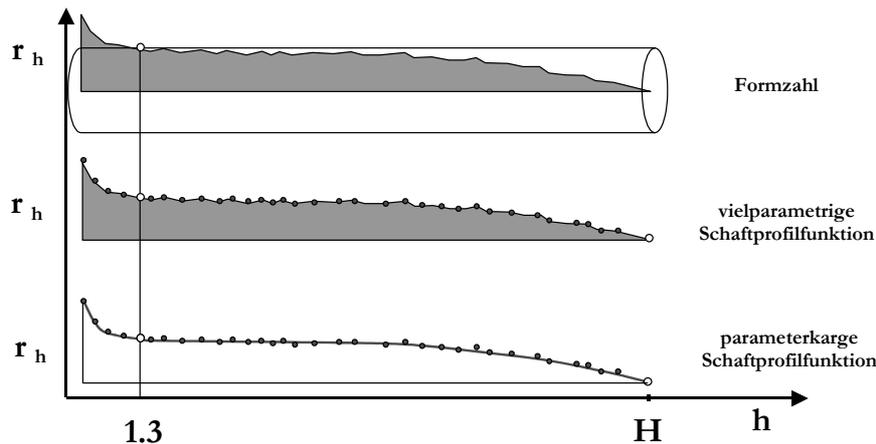


Abbildung 2-11. Drei Möglichkeiten zur Beschreibung von Baumschaftprofilen: Brusthöhenformzahl (oben); vielparametrische Funktion (mitte); parameterkarge nicht-lineare Schaftfunktion (unten).

Es gibt zahlreiche Beispiele solcher Funktionen¹³. Die von Demaerschalk (1973) vorgeschlagene, mit dem Modell von Pressler (1865) für allgemeine Konoide identische Gl. 2-19 ist geeignet, um das Prinzip zu erläutern.

$$d(h)^2 = \alpha \cdot D^2 \left(\frac{H-h}{H} \right)^\beta \quad 2-17$$

wobei

- $d(h)$ = Schaftdurchmesser (o. Rinde, cm) bei Schafthöhe h (m)
- D = Brusthöhendurchmesser (BHD, m. Rinde, cm)
- H = Baumhöhe (m)
- α, β = Parameter der Schaftfunktion

Durch Umformung erhält man aus (2-17) die einem bestimmten Durchmesser entsprechende Schafthöhe:

$$h = H - H \left\{ \frac{d(h)^2}{\alpha \cdot D^2} \right\}^{\frac{1}{\beta}} \quad 2-18$$

Beispiel 1: Im Rahmen einer empirischen Untersuchung wurden für die Baumart Douglasie die folgenden Parameterwerte ermittelt: $\alpha = 0.9573$; $\beta = 1.2850$. Welcher Durchmesser ergibt sich bei 10 m Höhe für einen Baum mit BHD 20 cm und Scheitelhöhe 22 m? Lösung: 13.26 cm. Bei welcher Schafthöhe beträgt der Durchmesser genau 7 cm? Lösung: 17.56 m.

Die ersten Arbeiten zu Beginn des 19. Jahrhunderts beschreiben die Schaftform mit Hilfe einfacher Rotationskörper in drei Stammbereichen. Der Stammfuß entspricht in der Regel einem stark gekrümmten konvexen Neiloid-Stumpf, der Mittelschaft einem schwach konkaven, kubischen bis quadratischen Paraboloidstumpf,

¹³ S. z.B. Clutter (1980); Reed u. Green (1984); Brink u. Gadow (1986); Kozak (1988); LeMay et al. (1993); Nagashima u. Kawata (1994).

während der Oberschaft eine leicht gekrümmte, schwach konkave Zwischenform aus quadratischem Paraboloid und geradseitigem Kegel bildet¹⁴ (Abb. 2-12). Aus den idealisierten Formen konnten entsprechende Gleichungen zur Ermittlung der Abschnittsvolumen abgeleitet werden. Ein Schaftprofil, das dieser allgemeinen Theorie entspricht, kann durch die folgende Funktion beschrieben werden (Lee et al., 2003):

$$d = k(1 - Z)^r \quad 2-19$$

Dabei beschreibt d den Baumdurchmesser und Z die relative Baumhöhe. r bestimmt die Form des Rotationskörpers. Bei $r < 1$, ist das Schaftprofil parabolisch ($r = 1/2$), bei $r > 1$ neiloidisch ($r = 3/2$).

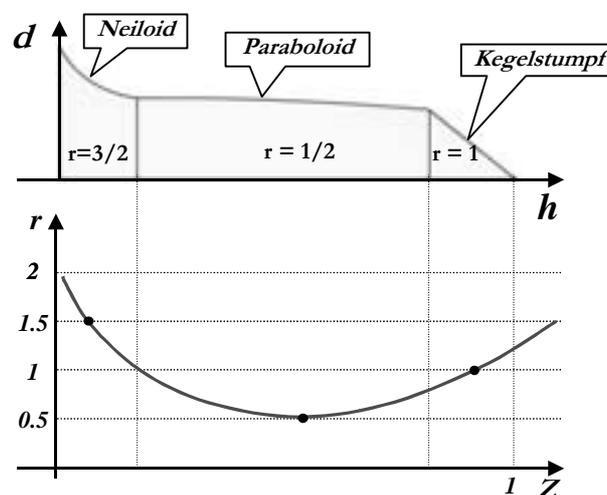


Abbildung 2-12. Beschreibung der Schaftform eines liegenden Baumstammes mit Hilfe einfacher geometrischer Körper.

Es kann angenommen werden, dass r nicht einen diskreten Wert in jedem Stammabschnitt annimmt, sondern kontinuierlich mit der Höhe variiert. Diese Beziehung kann zum Beispiel durch die folgende Polynomgleichung beschrieben werden:

$$r = f(Z) = r_1 Z^2 + r_2 Z + r_3, \quad (r_1, r_3 > 0, r_2 < 0) \quad 2-20$$

Zwischen dem Parameter k in Gl. (2-21), dem Schnittpunkt auf der d -Achse, und dem Brusthöhendurchmesser (BHD) besteht die nachstehende Beziehung:

$$k = k_1 \cdot BHD^{k_2}, \quad \text{mit } (k_1, k_2 > 0) \quad 2-21$$

¹⁴ Siehe u.a. die Lehrbücher von Prodan, 1965; Husch et al, 1982; Avery u. Burkhart, 1994; Philip, 1994; Kramer u. Akça, 1995, S. 49; Van Laar u. Akca, 1997; und spezielle Arbeiten von Larson, 1963; Kozak, 1988; Forslund, 1982; Newnham, 1992.

Durch Einsetzen der Gleichungen 2-22 und 2-23 in 2-21 erhält man die Schaftprofilfunktion:

$$d = k_1 \cdot BHD^{k_2} (1 - Z)^{r_1 Z^2 + r_2 Z + r_3}, \quad (k_1, k_2, r_1, r_3 > 0, r_2 < 0) \quad 2-22$$

Die von Lee et al. (2003) vorgeschlagene Gl. 2-24 beschreibt die Schaftform mit Hilfe des Parameters r , dessen Wert von der relativen Baumhöhe abhängt. Ein Vergleich mit der Schaftfunktion von Kozak (1988) und Max u. Burkhardt (1976) bestätigt die gute Brauchbarkeit der Schaftprofilfunktion.

Die modifizierte Brink-Funktion

Mindestens 3 Parameter sind erforderlich, um eine ausreichend genaue Darstellung ganzer Schaftprofile, einschließlich des oft stark gekrümmten unteren Schaftabschnittes, zu erreichen. Die analytische Integrierbarkeit der Funktion ist zwar nicht unbedingt erforderlich, aber zur Verringerung des Rechenaufwandes u. U. sehr wünschenswert. Die von Brink u. Gadow (1986) vorgeschlagene und von Riemer et al. (1995) modifizierte 2-parametrische Schaftfunktion zur Beschreibung von Baumschäften lautet:

$$r(h) = u + v \cdot e^{-ph} - w \cdot e^{qh} \quad 2-23$$

mit

$$u = \frac{i}{1 - e^{q(1.3-H)}} + (r_{13} - i) \left(1 - \frac{1}{1 - e^{p(1.3-H)}} \right), \quad v = \frac{(r_{13} - i) \cdot e^{p \cdot 1.3}}{1 - e^{p(1.3-H)}} \quad \text{und} \quad w = \frac{i \cdot e^{-qH}}{1 - e^{q(1.3-H)}}$$

wobei

- $r(h)$ = Baumradius (cm) auf Höhe h (m)
- H = Scheitel- bzw. Gesamthöhe des Baumes (m)
- r_{13} = Baumradius in Brusthöhe (cm)
- i = Parameter (*gemeinsame Asymptote*)
- p = Parameter (*unterer Schaftteil*)
- q = Parameter (*oberer Schaftteil*)

Anpassungen der modifizierten Brink-Funktion an gemessene Schaftprofilaten von Fichten, Buchen, Douglasien und Eichen unterschiedlichen Alters waren sehr zufriedenstellend (Riemer et al., 1995; Steingäß, 1995; Trincado u. Gadow, 1996; Trincado et al., 1996).

Beispiel einer Anpassung

Jeder Datensatz eines Kollektivs von 2882 vermessenen Douglasienstämmen¹⁵ wurde von Steingäß (1995) beschrieben durch die Scheitelhöhe, den Brusthöhenra-

¹⁵ Die Daten wurden freundlicherweise durch die Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt Göttingen zur Verfügung gestellt.

dus sowie die stammspezifischen Funktionsparameter f ($f=i/BHD$), p und q der modifizierten Brink-Funktion. Für die Suche nach einem das Kollektiv möglichst gut repräsentierenden Stamm wurden zunächst die Mediane dieser fünf Determinanten bestimmt und in die Schaftform-Funktionsgleichung eingesetzt.

Die Schaftkurve des so konstruierten mittleren Modellstammes wurde mit jeder einzelnen Schaftkurve des Kollektivs verglichen. Das Kriterium für die Übereinstimmung sollte die Unterschiede im Schaftvolumen, aber auch Unterschiede in der Schaftform berücksichtigen. Um dies zu quantifizieren, wurden zunächst die Achsen der Schaftlängen in zentimetergroße Intervalle geteilt. Innerhalb dieser Intervalle ließen sich die Schaftvolumina beider Stämme hinreichend genau als Volumina von Zylindern berechnen. Schließlich wurden die Absolutbeträge der Differenzen zwischen den jeweils zwei Volumina aufsummiert. (Diese Summe lässt sich als Volumen des Raumes interpretieren, der zwischen den Schafthüllen entsteht, wenn man den Einzelstamm und den Modellstamm ineinander stellen würde.) Im vorliegenden Fall war die Summe bei Stamm Nr. 3111077 am kleinsten und betrug 0.0058 m^3 .

Zur Beschreibung des Kollektivs wurden weiterhin das obere sowie das untere 5%-Quantil auf der Basis des BHD ermittelt. Diese Quantile sollen als typische Beispiele für die Gruppe der stärksten bzw. schwächsten Stämme dienen. Gegenüber Extremwerten haben sie den Vorteil, nicht reine Sonderfälle darzustellen (Die besonders kleinen Stämme sind auch deshalb nicht geeignet, weil bei ihnen wegen ihrer geringen Anzahl von Messstellen die Schätzung der Funktionsparameter häufig unzuverlässig ist). Der Stamm Nr. 3223316 markiert das 5%-Quantil, der Stamm Nr. 7120225 das 95%-Quantil. Abb. 2-13 zeigt die Anpassung der modifizierten Brink-Funktion an die drei genannten Stämme.

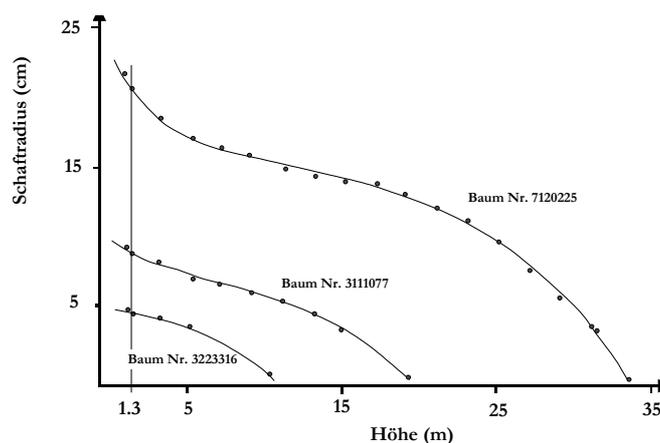


Abbildung 2-13. Anpassung der modifizierten Brink-Funktion an drei typische Douglasenschäfte aus einem Kollektiv von 2882 Bäumen.

Die drei Parameter haben jeweils eine spezielle Aussagefähigkeit bezüglich der unterschiedlichen Schaftteile, und auf der Basis der Stammanalysedaten einer 94-

jährigen Fichte konnten einfache Beziehungen zwischen den drei Parametern und der Baumhöhe bzw. dem Brusthöhenradius ermittelt werden. Mit Hilfe der Brink-Funktion ist es also möglich, die Entwicklung der Schaftform über dem Alter zu beschreiben (Gadow et al., 1996). Die Daten der drei in Abb. 2-13 gezeigten Stämme sind in Tab. 2-2 aufgeführt.

Stamm	BHD [cm]	Höhe [m]	f	p	q	Alter
Repräsentativ Nr. 3111077	17.8	19.1	0.8307	0.3096	0.1281	46
95%-Quantil Nr. 7120225	41.4	33.5	0.7949	0.3259	0.1023	86
5%-Quantil Nr. 3223316	9.2	10.2	0.9227	0.9999	0.1966	38

Tabelle 2-2. Daten der in Abb.2-13 gezeigten Douglasienstämme.

Einheitsschaftmodelle

Da es sich bei der Brink-Funktion um ein parameterkarges Schaftmodell handelt, besteht die Möglichkeit, Beziehungen zwischen den Funktionsparametern und der Bestandesbehandlung darzustellen. Eine auf diese Weise von Hui und Gadow (1997) entwickelte Einheitsschaftkurve basiert auf der Schätzung der drei Parameter mit Hilfe der Gl. 2-24 bis 2-26.

$$i = k_1 D g^{k_2} \quad 2-24$$

$$p = e^{k_7 / Dg} \quad 2-25$$

$$q = k_5 e^{k_6 / Dg} H^{k_4} \quad 2-26$$

mit

Dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

H = Bestandesoberhöhe

$k_1 = 0.4079$; $k_2 = 1.037$; $k_4 = -1.5012$; $k_5 = 10.438$ $k_6 = -1.4174$; $k_7 = 1.7962$

Beispiel: Berechne für eine 95-jährige relativ frei erwachsene, gesunde Fichte den Schaftdurchmesser bei einer Schafthöhe von 15 m. Als bekannt werden vorausgesetzt der Brusthöhenradius D (41 cm), die Scheitelhöhe H (35 m) und die drei Funktionsparameter $i = 17.5$, $p = 1.0$ und $q = 0.03$. Lösung: Unter Verwendung der nachstehenden Funktion "Radius" ergibt sich ein Wert von $2 \cdot 12.41 = 24.82$ cm.

```

Program Brinkradius; {Berechnung des Schaftradius}
Const i=17.5; p=1.0; q=0.03; D=41; H=35;

Function Radius(Hoehe: real):real; {Berechnet Radius für Schafthöhe}
Var u, v, w: real;
Begin
  u:=i/(1-exp(q*(1.2-H)))+(D/2-i)*(1-1/(1-exp(p*(1.2-H))));
  v:=(D/2-i)*exp(p*1.3)/(1-exp(p*(1.2-H)));

```

```

w:=i*exp(-q*H)/(1-exp(q*(1.2-H)));
Radius:=u+v*exp(-p*Hoehe)-w*exp(q*Hoehe);
End; {Radius}

BEGIN {Haupt} writeln(Radius(15):5:2); readln; END.

```

Beispiel: Berechne für die obengenannte Fichte die Schafthöhe, bei der der Durchmesser genau 8 cm beträgt. Die Lösung wird iterativ bestimmt und lautet: 29.76 m.

$V(h_1, h_2)$, das Schaftvolumen eines Baumes zwischen den Höhen h_1 und h_2 , kann über das Volumen eines Rotationskörpers geschätzt werden. Dabei ist

$$V(h_1, h_2) = F(h_2) - F(h_1) \quad \text{mit} \quad F(h) = \int f(h) dh \quad \text{und} \quad f(h) = \pi (r(h))^2 \quad 2-27$$

Für die modifizierte Brink-Funktion ergibt sich:

$$\begin{aligned}
F(h) &= \pi \int u^2 + v^2 e^{2ph} + w^2 e^{2qh} dh + 2\pi \int uve^{ph} - uwe^{qh} - vwe^{(q-p)h} dh \\
&= \pi \left[u^2 h - \frac{v^2}{2p} e^{2ph} + \frac{w^2}{2q} e^{2qh} - \frac{2uv}{p} e^{ph} + \frac{2uw}{q} e^{qh} + \frac{2vw}{p-q} e^{(q-p)h} \right] \quad 2-28
\end{aligned}$$

Beispiel: Für die bereits erwähnte Fichte soll das Volumen des untersten 3m-Schaftstückes berechnet werden. Die Stockhöhe beträgt 0.25 m. Lösung: Das Volumen des Schaftstückes von $h = 0.25$ m bis $h = 3.25$ m beträgt 0.3855 m^3 mit Rinde. Wir verwenden das nachstehende Programm *Volumen*.

```

Program Volumen;
Const i=17.5; p=1.0; q=0.03;
      BHD=41.0; H=35.0;
      von=0.25; bis=3.25;
Var   Vol: real;                               {Volumen}

Function Kumvol(BHD,h,i,p,q,Hoehe: Real): real;
{Volumenfunktion als unbestimmtes Integral}
Const bh=1.3;                                 {Brusthöhe}
Var   s,t,u,v,w: real;                        {Hilfsvariablen}

Begin
  s := 1/(1-exp(p*(bh-h)));
  t := 1/(1-exp(q*t)); w:= 0.5*BHD-i;
  u := i * t + w * (1-s); v:=w*exp(p*bh)*s;
  w := i*exp(-q*h)*t; s:=exp(-p*Hoehe);
  t := exp(q*Hoehe);
  Kumvol:=pi/10000*(sqr(u)*Hoehe+2.0*(v*w*s*t/(p-q)
    -u*w*t/q-u*v*s/p)
    +0.5*(sqr(w)*sqr(t)/q-sqr(v)*sqr(s)/p));
End; {Kumvol}

BEGIN {Haupt}
  vol:= kumvol(BHD, H, i, p, q, bis)
        -kumvol(BHD, H, i, p, q, von);{bestimmtes Integral}
  writeln('Berechnetes Volumen:', vol:7:4, ' [fm]');
  readln;
END.

```

In einer weiteren Untersuchung der Schaftform von Fichten in den ukrainischen Karpaten erwies sich die nachstehende Funktion zur Schätzung des Parameters i der Brinkfunktion als geeignet (Korol u. Gadow, 2003):

$$i = e^{\left(a_1 + a_2 * \ln(BHD) + \frac{a_3}{BHD} \right)} \quad 2-29$$

mit BHD = Brusthöhendurchmesser (cm)
 a_1, a_2, a_3 = Koeffizienten

Der Parameter p , der die Krümmung der Schaftkurve in unteren Stammabschnitt beschreibt, weist eine hohe Streuung auf und es bestehen keine sehr engen Beziehungen zwischen p und den unterschiedlichen Einzelbaum- oder Bestandesattributen.

Der Parameter q , der die Krümmung im oberen Stammabschnitt beschreibt, weist eine deutliche Beziehung mit der Baumhöhe auf (Abb. 2-14), aber auch mit dem BHD der Einzelbäume.

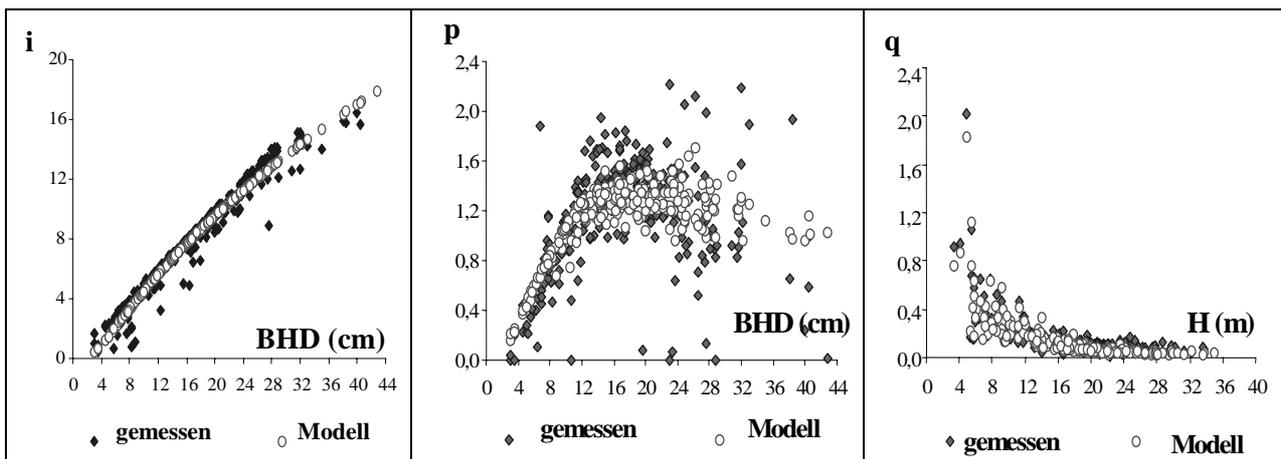


Abbildung 2-14. Beziehungen zwischen den Funktionsparametern i , p und q und den BHD's bzw. den Höhen der Fichtenprobabäume in den ukrainischen Karpaten.

Zur Ermittlung geeigneter Parameterschätzfunktionen wurden alle Beziehungen zwischen den Funktionsparametern und den Einzelbaum- und Bestandmerkmalen grafisch dargestellt und begutachtet. Die Parameter p und q wurden für alle Probenbäume erneut berechnet, dieses Mal unter Vorgabe des jeweiligen i -Parameter Modellwertes. Die neuen q -Werte zeigten eine gute Beziehung zu den BHD's und Höhen der Einzelbäume und zur Bestandesgrundfläche. Die Streuung des p -Parameters wurde allerdings im BHD-Bereich über 12 cm nur geringfügig reduziert (Abb. 2-14).

Unter Berücksichtigung dieser Faktoren wurden die nachstehenden Funktionen angepasst:

$$p = \frac{H * BHD}{a_4 * BHD^2 + a_5 * \left(\frac{H}{BHD}\right)^2 + \frac{a_6}{H * G}} \quad 2-30$$

$$q = a_7 * e^{\frac{a_8}{\ln(G)}} * (BHD * H)^{\frac{a_9}{BHD}} \quad 2-31$$

wobei H = Höhe des Baumes (m)
 BHD = Brusthöhendurchmesser des Baumes (cm)
 G = Grundfläche des Bestandes (m²/ha)
 a₄...a₉ = Funktionsparameter.

Setzt man in Gl (2-23) die Gl (2-29), (2-30) und (2-31) ein, so erhält man ein Einheitsschaftmodell. Für dieses Modell wurden mit Hilfe einer nichtlinearen Regression die nachstehenden Parameter ermittelt:

a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	a ₇	a ₈	a ₉
0,8566	0,5836	-6,9742	0,7038	29,2863	678,5058	0,0093	2,2657	4,9520

Die Bestandesgrundfläche (G) ist ein wichtiger Bestandsparameter, der in der Regel im Rahmen von Waldinventuren erhoben wird und somit generell verfügbar ist. Die *Modelleffizienz* ξ ist ein Maß dafür, inwieweit das Modell eine bessere Information liefert als der Mittelwert der gemessenen Werte:

$$\text{Modelleffizienz} = 1 - \frac{\sum_i (\text{Beobachtungswert}_i - \text{Modellwert}_i)^2}{\sum_i (\text{Beobachtungswert}_i - \text{Beobachtungsmittelwert})^2} \quad 2-32$$

Die *Modelleffizienz* ξ kann Werte zwischen $-\infty$ und 1 annehmen. Eine Effizienz von 1 bedeutet eine völlige Übereinstimmung zwischen Modell und Beobachtung, 0 bedeutet, dass das Modell nicht besser abschneidet als der Mittelwert der Beobachtungen, und eine negative Effizienz bedeutet, dass das Modell schlechter ist als der Mittelwert und einen systematischen Fehler aufweist. Mit einer *Modelleffizienz* ξ von 0.982 ist das Einheitsschaftmodell von Korol als sehr effizient zu bezeichnen.

Holzqualität

Zur Bewertung der Nutzfunktion von Waldbeständen im Rahmen der Forsteinrichtungsplanung werden Programmen zur rechnerischen Sortimentierung verwendet. Ein Beispiel ist das Sortimentierungsprogramm *Holzernte*¹⁶ (Kublin u. Schar-

¹⁶ Das Programm *Holzernte* ist ein auf der Grundlage des BWI-Unterprogrammes *BDAT* entwickeltes Anwenderprogramm. Herausgeber des Programmes ist die Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Wonnhaldestraße 4, 79100 Freiburg.

nagl, 1988), das eine Bewertung von unterschiedlichen waldbaulichen Behandlungen auf der Basis von Rundholz-Stärkeklassenverteilungen ermöglicht.

Häufig wird die Bewertung einer forstlichen Maßnahme jedoch stärker durch die Güteklassen- als durch die Stärkeklassenverteilung beeinflusst (Schmidt, 2001). Im Rahmen einer Wachstumsprognose ist es daher sinnvoll, Kriterien der Holzqualität mit Hilfe von Variablen zu beschreiben, die durch die Wachstumsbedingungen beeinflusst werden. Typische Beispiele für derartige Gütemerkmale sind die Aststärke, der Astzustand (Grün- oder Totast) und die Schaftform (voll- o. abholzig).

Die ist von herausragender Bedeutung, da für dieses Merkmal enge Korrelationen zu verschiedenen Einzelbaumvariablen bestehen (Colin u. Houllier 1991; Maguire et al. 1994; Grace u. Pont 1997). Gleichzeitig ist die Astigkeit für die meisten Baumarten das wichtigste Gütemerkmal bei der Roh- und Schnittholzsortierung (Hapla, 1986; Sauter u. Fahrbach, 1993; Becker u. Seeling, 1998).

Da neben der Aststärke auch der Zustand eines Astes (Grünast, Totast) von Bedeutung für die Gütesortierung ist, sind neben Aststärkemodellen auch Funktionen zur Beschreibung der Astmortalität und Astreinigung notwendig. Für eine umfassende Beschreibung der Astigkeit sind zusätzlich Modelle für die Prognose von Asthäufigkeiten und der räumlichen Anordnung der Äste im Holz von Bedeutung. Einen Einfluss auf die Holzqualität haben weiterhin der vertikale Abgangswinkel eines Astes (Colin u. Houllier, 1992) und der sog. *Knot Area Ratio*, ein Kriterium der Schnittholzsortierung (Grammel 1989, S. 108).

Für eine umfassende Prognose der Astigkeit ist zunächst der *Aststatus* entscheidend. Schmidt (2001) unterscheidet vier Astzonen und entwickelt für jede Zone eine Schätzfunktion in Abhängigkeit von der Baumhöhe, vom Brusthöhendurchmesser und von der Spitzenhöhe des Bestandes. Die vier Zonen, die den Aststatus beschreiben, sind schematisch in Abb. 2-15 dargestellt. Schmidt entwickelte sodann ein Astdurchmessermodell, das sensitiv gegenüber den unterschiedlichen Wachstumsbedingungen der Bäume reagiert bzw. den Einfluss unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungen auf die Aststärke beschreibt. Die Prognose der Aststärken gelingt mit Hilfe der Variablen H/D-Wert und Kronenlänge. Die Schätzfunktion von Schmidt (2001) lautet:

$$BD_{\max} = b_0 * D + a_1 * TINK + (b_2 * D + b_3 * \frac{1}{H/D} + a_3 * TINK) * (1 - (1 - TINK_{rel})^{a_4 * TINK_{rel}}) \quad 2-33$$

wobei:

- BD_{\max} = Durchmesser des stärksten Quirlastes je Quirl (mm);
- $TINK$ = Tiefe in der Krone (Abstand von der Kronenspitze), wobei sich der Parametrisierungsbereich nur bis zum untersten Grünast erstreckt (dm);
- $TINK_{rel}$ = $TINK$ in Relation zur Gesamtkronenlänge (bis zum untersten Grünast);
- D = Brusthöhendurchmesser (mm);
- H = Baumhöhe (dm);
- HD = H/D-Wert.

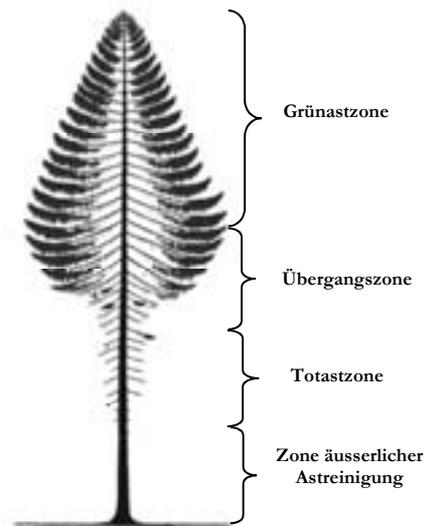


Abb. 2-15. Aststatus nach Schmidt (2001), - unterschiedliche Astzonen, die für eine umfassende Prognose der Astigkeit beschrieben werden.

Mit sinkendem H/D-Wert steigen die Aststärken bei sonst konstanten Einzelbaumparametern. Die Relationen der Baumarten zueinander sind biologisch plausibel. Die Halbschattbaumart Fichte reagiert deutlich schwächer auf verbesserte Wachstumsbedingungen bzw. auf eine Absenkung des H/D-Wertes als die Lichtbaumarten Douglasie und Kiefer. Der Geltungsbereich des Modells ist auf die grüne Krone beschränkt. Allerdings können die Astdurchmesser in der Totastzone auch über aktuelle Baumattribute beschrieben werden, aber nur unter der Voraussetzung, dass sich die Wuchsbedingungen des Baumes bis zum Prognosebeginn nicht stark verändert haben. Beispielsweise kann das feinastige Erdstammstück eines Plenterwaldbaumes aus der Oberschicht nicht aus den aktuellen, solitärähnlichen Baumattributen prognostiziert werden.

Für eine Prognose der gesamten äußeren Astigkeit muss die Verteilung der Astdurchmesser in der Totastzone bei Simulationsbeginn in Abhängigkeit von den aktuellen Baumvariablen geschätzt werden. Diese Prognose ist um so unsicherer, je älter der Baum ist, bzw. je länger die Totastzone bei Simulationsbeginn bereits vorhanden war. Auf der Basis zahlreicher Messungen konnte Schmidt (2001) ein Modell zur Prognose der Astdurchmesserstruktur in der Totastzone für den Initialisierungszeitpunkt entwickeln. Ab dem Simulationsbeginn wird die Durchmesserstruktur in der Totastzone über die Durchmesser beschrieben, die die untersten Grünäste zum Zeitpunkt ihres Absterbens aufweisen, so daß keine Extrapolation in den Totastzonenbereich mehr notwendig ist.

In Kombination mit einer Mittenstärkensortierung können anschließend nach Güte- und Mittenstärkeklassen differenzierte Volumenverteilungen abgeleitet werden. Mit Hilfe derartiger Simulationen können auch die Auswirkungen unterschiedlicher Aushaltungsvarianten sowie die Auswirkungen veränderter Güteklassengrenzwerte abgeschätzt werden.

Abb. 2-16 zeigt das Ergebnis einer kombinierten Stärke und Güteklassensortierung für einen 100-jährigen Fichtenbestand, der von Schmidt (2001) auf der Basis von Bestandesmittelwerten der Ertragstafel Wiedemann (1. Ekl., starke Durchforstung) generiert wurde. Der maximal zulässige Totastdurchmesser von 3 cm für die Güteklasse B führt zu einem drastischen Anstieg des C-Holz-Anteils gegenüber dem bisherigen Sortierverhalten.

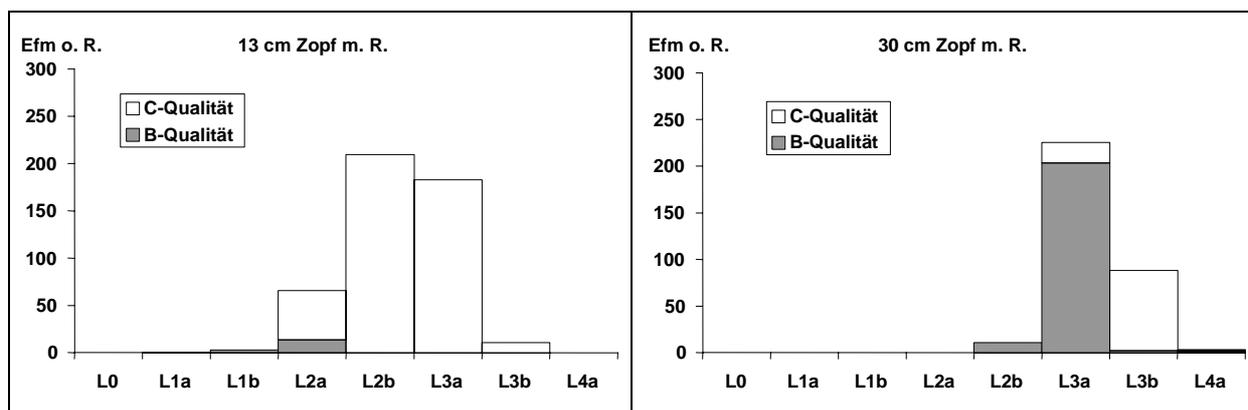


Abbildung 2-16. Nach Güte- und Mittenstärkenklassen differenzierte Volumensverteilungen eines 100-jährigen Fichtenbestandes, der von Schmidt (2001) auf der Basis von Bestandesmittelwerten der Ertragstafel von Wiedemann (1. Ekl., Starke Durchforstung) generiert wurde. Für die Gütesortierung wurden die Grenzwerte der EN 1927-1 unterstellt. Die Volumen der zweiten Stammstücke, die bei der Variante 30 cm Zopf m. R. ausgehalten werden würden, sind in der rechten Abbildung nicht berücksichtigt.

In Abb. 2-16 wird der Einfluss der Aushaltungsvorgaben auf die Gütezusammensetzung deutlich. Während bei der Aushaltung großer Stammholzlängen bis zu einem geringem Zopfdurchmesser fast ausschließlich C-Holz anfällt, kann der B-Holz-Anteil durch die Aushaltung eines relativ kurzen (bis Zopfdurchmesser 30 cm m. R.) unteren Stammstückes erhöht werden. Diese kürzeren unteren Stammstücke liegen für einen Großteil der Fichten in einem Totastbereich, in dem die Totastdurchmesser den Grenzwert von 3 cm noch nicht überschreiten. Die Volumen der zweiten oberen Stammstücke, die bei kurzen unteren Stammlängen ausgehalten werden würden, sind in der Abb. 2-16 rechts nicht berücksichtigt. Das Volumen dieser Stammstücke entfällt zu einem hohen Anteil auf die Güteklasse C.

Die Wurzel

Die Aufgaben der Baumwurzeln liegen in der Verankerung der Bäume im Boden, der Aufnahme von Wasser und im Wasser gelöster Nährstoffe sowie der Speicherung von Reservestoffen. Die Lebensfähigkeit und das Wachstum eines Baumes hängt dabei ganz wesentlich von der Wasser- und Nährstoffaufnahme an Wurzelspitzen und kurzlebigen Wurzelhaaren sowie der Weiterleitung dieser Stoffe an den Stamm und die Krone ab (Kramer, 1988, S. 28; Mitscherlich, 1978, S. 45f.). Im Hinblick auf die Nährstoffaufnahme erlangt die sogenannte Mykorrhiza, eine Sym-

biose zwischen Pilzen¹⁷ und Baumwurzel, große Bedeutung.¹⁸ Das Pilzmyzel umspinnt die Saugwurzeln der Bäume, wobei die Pilzhyphe vielfach die Funktion der Aufnahmeorgane übernehmen.

Eine Differenzierung der Wurzeln kann zunächst hinsichtlich ihrer Dimension vorgenommen werden. Hierfür wird der Durchmesser einer Wurzel, gemessen am stärkeren Ende, herangezogen. Nach Mitscherlich (1978, S. 46) unterscheidet man Grobwurzeln (\emptyset über 2 mm), Feinwurzeln (\emptyset 0.5 bis 2 mm) und Feinstwurzeln (\emptyset unter 0.5 mm).

Eine Unterscheidung verschiedener Wurzeltypen und die Charakterisierung eines Wurzelsystems kann auch auf der Basis ihrer Ausbreitung im Boden erfolgen. Wurzeln stoßen direkt aus dem Schaft in die Tiefe oder breiten sich vom Wurzelstock horizontal aus; wachsen von den Horizontalwurzeln nach unten oder erschließen vom Wurzelstock aus schräg abwärts den Boden (Mitscherlich, 1978, S. 46; Kutschera u. Lichtenegger, 2002).

Da Wurzeln bereits bei geringen Bodentemperaturen (zum Teil bei 0°C) wachsen können, unterscheidet sich ihr Wachstumsrhythmus deutlich von dem des Stammes. Das Wachstum der Wurzeln weist im Lauf des Jahres erhebliche Schwankungen auf. Vornehmlich die Feinwurzeln sterben während der Vegetationszeit wieder ab, wobei nach Fogel (1983) der jährliche Prozentsatz abgestorbener Feinwurzeln zwischen 30 und 86 % schwankt. Aufgrund dieser Tatsache erscheint es einleuchtend, dass der Anteil der Feinwurzeln an der gesamten Wurzelmasse geringer ist als derjenige der ausdauernden Grobwurzeln. Der Anteil der Feinwurzeln an der jährliche Biomasseproduktion ist hingegen größer als jener der Grobwurzeln (Last et. al., 1983).

Die Ausbildung und die räumliche Struktur der Wurzeln eines Waldbaumes sind ausschlaggebend für die Versorgung mit Wasser und Nährstoffen sowie für die Verankerung im Boden und die Standfestigkeit des Baumes (Korotaev, 1994; Nielsen, 1990). Trotz dieser wichtigen und bereits früh erkannten Funktionen des Wurzelsystems für den einzelnen Baum, aber auch für die Stabilität ganzer Bestände, fanden genauere Untersuchungen der Wurzelstruktur erst seit den 50er Jahren statt. Der Grund für den Forschungsrückstand auf dem Gebiet der unterirdischen Baumparameter liegt vor allem in der Schwierigkeit und dem hohen Aufwand der Datenerhebung, der eine Freilegung und Vermessung des Wurzelsystems erfordert (Köstler et al., 1968). Bisher fehlten auch geeignete Methoden der räumlichen Beschreibung von Wurzelsystemen.

Mit dem Auftreten der sog. „neuartigen Waldschäden“ Anfang der 80-er Jahre erlangte die Untersuchung von Wurzelstrukturen in Bezug auf die Zunahme der antropogen bedingten Bodenversauerung als Folge erhöhter saurer Depositionen vermehrtes wissenschaftliches Interesse (Lee, 1998). Im Rahmen der ökosystem-

¹⁷ Hierbei handelt es sich vornehmlich um Basidiomyceten.

¹⁸ Rubner (1960); Moser (1964); Mitscherlich (1978)

orientierten Waldschadensforschung wird seitdem zunehmend die Bedeutung von Wurzelschäden diskutiert (Ulrich et al., 1984; Murach, 1991; Fritz, 1999).

Während sich die Forschung zunächst auf die Feinwurzelentwicklung und die Schädigung der Mykorrhizen konzentrierte, veranlassten vor allem schwere Windwurfereignisse in jüngerer Vergangenheit genauere Untersuchungen von Grobwurzelsystemen in Hinblick auf die Sturmfestigkeit von Waldbäumen (Eichhorn, 1992; Zoth u. Block, 1992). Nielsen (1990) entwickelte ein Modell zur Beschreibung des Verankerungsmomentes von Fichten und beschrieb die physikalischen Zusammenhänge der Verankerungseigenschaften von Nadelbäumen. Vor dem Hintergrund der Sturmschadensforschung entstanden in Deutschland zahlreiche weitere Arbeiten zur Grobwurzelstruktur von Fichten in Bezug auf die Bodenverhältnisse (Gruber, 1992; Drexhage, 1994; Puhe, 1994; Kuhr, 1999).

Die Beschreibung der Wurzelstruktur großer Bäume ist besonders im Hinblick auf die Verteilung der Wurzelbiomasse im durchwurzelten Bodenraum von Interesse. Neben der Menge und Verteilung der Feinwurzelmasse, die einen wichtigen Aufschluss über die Nährstoffaufnahme, aber auch über die unterirdischen Wechselwirkungen und die Struktur eines Bestandes geben kann, wird zunehmend die Struktur von Grobwurzelsystemen in Hinblick auf verankerungsrelevante Eigenschaften untersucht (Nielsen, 1990). Aufgrund der Schwierigkeit und dem hohen Aufwand der Datenerhebung (Köstler, 1968), der eine Freilegung und Vermessung des Wurzelsystems erfordert, sowie der Fülle methodisch verschiedener Ansätze zur Beschreibung von Wurzelstrukturen, ist die Anzahl quantitativer Ergebnisse zur Beschreibung der Architektur von Grobwurzelwerken bis heute gering. Erschwerend hierbei ist auch die hohe Modifikation des Wurzelhabitus durch Umwelteinflüsse (Polomski u. Kuhn, 2001; Kutschera u. Lichtenegger, 2002).

Grobwurzeln: Erfassung und Struktur

Eine gängige Methode zur Erfassung der Grobwurzelstruktur ist die Gliederung des freigelegten Wurzelsystems in definierte Kompartimente (Nielsen, 1990; Drexhage, 1994; Lee, 1998). Die in den einzelnen Kompartimenten erhobenen Wurzelparameter können so ihrer Lage im Wurzelraum zugeordnet werden. Üblich ist hierbei eine Unterteilung des Wurzelsystems in verschiedene Tiefenstufen, Richtungen und Abstände von der Stammachse. Abbildung 2-17 zeigt den Ausschnitt eines von Nielsen (1995) entwickelten Aufnahmeverfahren, das von Kuhr (1999) modifiziert wurde.

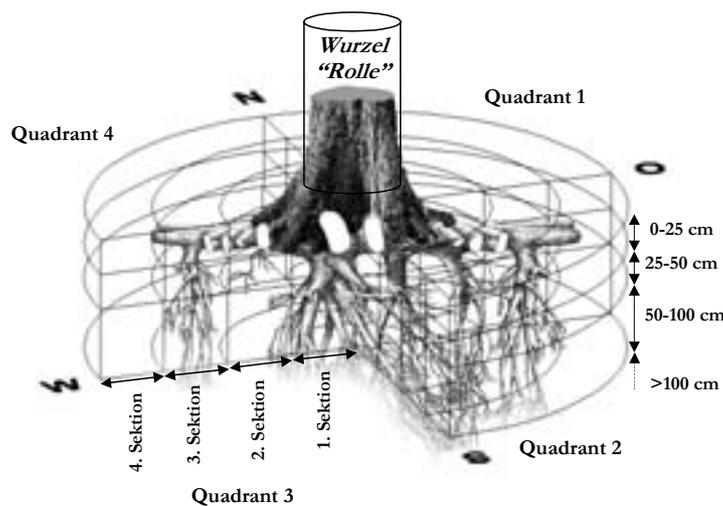


Abbildung 2-17. Gliederung des durchwurzelten Bodenraums in Quadranten, vertikale Sektionen und horizontale Aufnahmeschichten..

Die freigelegten Wurzelsysteme werden durch eine Nord-Süd- und eine West-Ost-Achse in vier Quadranten unterteilt (Nord-Ost (1), Süd-Ost (2), Süd-West (3) und Nord-West (4)). Weiterhin erfolgt eine Aufteilung, die das Wurzelsystem ausgehend von der Stammachse in vier ideale, konzentrische Zylinder mit einem Abstand von jeweils 50 cm vertikal gliedert. Zusätzlich wird eine horizontale Unterteilung in vier Tiefenstufen (0-25 cm, 25-50 cm, 50-100 cm, 100-150 cm) vorgenommen. Insgesamt ergibt sich somit ein dreistufiges Aufnahmeschema, das den durchwurzelten Bodenraum in einzelne Aufnahmesegmente unterteilt. Das Wurzelsystem wird in einzelne Wurzelabschnitte zerlegt, deren Volumen durch die Aufnahme des Anfangs- bzw. Enddurchmessers und der jeweiligen Länge des Abschnitts berechnet werden kann. Auf diese Weise lässt sich das Gesamtvolumen der Wurzeln, aber auch die Verteilung auf die gebildeten Tiefenstufen bzw. verschiedenen Abstände von der Stammachse beschreiben. Im konkreten Beispiel ergeben sich 64 durch ihre Lage und ihr Volumen definierte Einzelsegmente. Das Segment ijk ist durch den Quadranten i ($i = 1, \dots, 4$), die Sektion j ($j = 1, \dots, 4$) und die Tiefenstufe k ($k = 1, \dots, 4$) lagemäßig definiert.

An den, durch die Unterteilung des Wurzelsystems definierten Grenzflächen, werden alle Wurzeln mit einem Durchmesser > 5 mm beim Eintritt sowie beim Austritt in bzw. aus dem jeweiligen Aufnahmesegment vermessen. Aufgenommen wird der Durchmesser und die Länge jedes Wurzelabschnittes innerhalb des Aufnahmesegments. Teilt sich eine Wurzel innerhalb eines Aufnahmesegments, so werden die einzelnen Wurzeldurchmesser an der Verzweigung sowie beim Verlassen des jeweiligen Aufnahmesegments mit der zugehörigen Länge des Wurzelabschnitts erfasst.

Besonders im Hinblick auf den stabilitätsfördernden Einfluss des Wurzelsystems erscheint eine intensivere Beschäftigung mit der Architektur und Entwicklung der Wurzeln gerechtfertigt (Nielsen, 1990). Es liegt daher nahe, die Wurzeldimensionen und –biomassen auf der Grundlage der oberirdischen Baumparameter zu schätzen. Abb. 2-18 zeigt beispielhaft die typischen Beziehungen zwischen der Grobwurzelbiomasse und dem Brusthöhendurchmesser von 27 Buchen und 42 Fichten im Solling. Die dargestellten Wurzel­daten entstammen dem BMBF-Projekt „Indikatoren und Strategien für eine nachhaltige, multifunktionelle Waldnutzung – Fallstudie Waldlandschaft Solling“ (BMBF-FKZ 0339477C/3). Die Fichten- und Buchenwurzeln wurden im Rahmen des Teilprojektes „Struktur­dynamik in Abhängigkeit von Standort­eigenschaften, Baumarten und Mischungsanteilen“ (FO 2.1) freigelegt (Bolte et al., 2002).

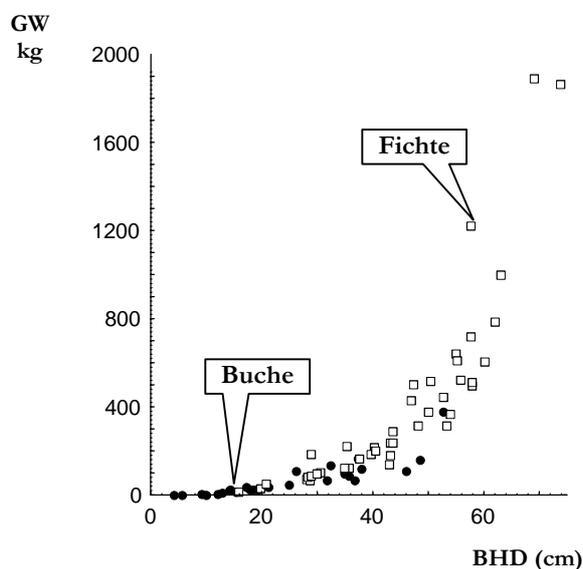


Abbildung 2-18. Beziehung zwischen der Grobwurzelbiomasse (GW, kg Trockengewicht ohne Wurzelrolle) und dem Brusthöhendurchmesser von 42 Fichten [$\ln(\text{GW})=5,59 + 2,79 \cdot \ln(\text{BHD})$] und 27 Buchen [$\ln(\text{GW})=4,00 + 2,27 \cdot \ln(\text{BHD})$] im Solling.

Neben der Grobwurzelbiomasse gibt die räumliche Verteilung der Grobwurzeln Aufschluss über die Verankerung und Stabilität der Bäume. Zu diesem Zweck untersuchte Fehrmann (2002) beispielhaft die vertikale und horizontale Verteilung des Wurzelvolumens für zwei Buchen und zwei Fichten im Solling. Die vertikale Verteilung erreicht bei den untersuchten Buchen ein Maximum in den stammnahen Sektionen 1 und 2, also im Bereich bis 1 m von der Stammachse, und nimmt nach außen stetig ab (s. Abb. 2-19 links). Nahezu 85 % des Grobwurzelvolumens befinden sich in den ersten zwei Sektionen. In den Sektionen 4 und 5 (1,5 – 2,5 m) ist bei beiden Buchen nur ein geringer Anteil des Gesamtvolumens vorzufinden.

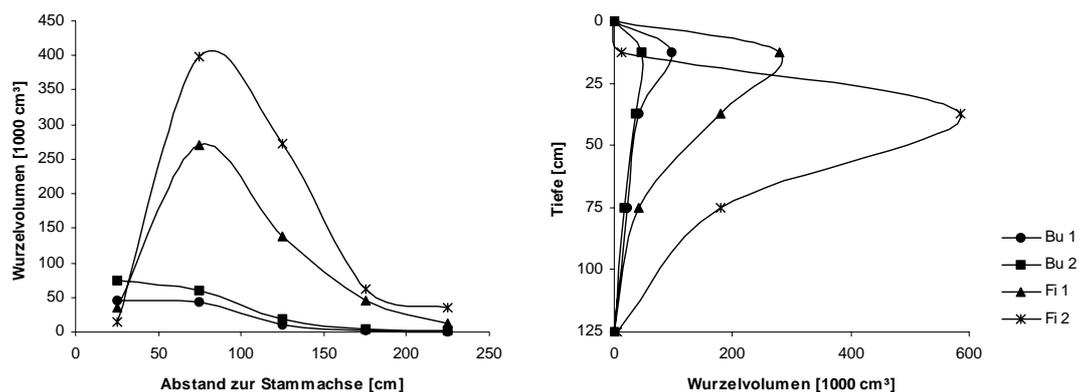


Abbildung 2-19. Vertikale und horizontale Verteilung des Grobwurzelvolumens mit zunehmendem Abstand zur Stammachse.

Das Wurzelvolumen der Fichten konzentriert sich auf die Sektionen 2 und 3, also im Abstand von 0,5 bis 1,5 m von der Stammachse. Hier befinden sich bei beiden Bäumen mehr als 70 % des Gesamtwurzelvolumens. Auch der relative Anteil des Volumens in den Sektionen 4 und 5 ist mit mehr als 10 % höher als bei den Buchen. Der sehr geringe Anteil der 1. Sektion am Gesamtvolumen ist darauf zurückzuführen, dass das Volumen des separat aufgenommenen massiven Wurzelkörpers am Stammfuß (die sog. *Wurzelrolle*) nicht berücksichtigt wurde. Der Anstieg des Grobwurzelvolumens bei den Fichten im Abstand zwischen 50 cm und 1 m vom Stammfuß lässt sich dadurch erklären, dass in diesem Bereich die starken Senkerwurzeln an den fast horizontal verlaufenden Flachwurzeln ansetzen und das bei der Fichte der Stubben schon eine erhebliche Ausdehnung aufweist, sodass überhaupt erst in diesem Bereich die Wurzelbildung beginnt.

Die Verteilung des Wurzelvolumens auf die horizontalen Schichten (s. Abb. 2-19 rechts) zeigt bei den Buchen und Fichten einen stetigen Abfall mit zunehmender Tiefe. Bei der stärkeren Fichte ist bis zu einer Tiefe von 25 cm nur ein sehr geringer Anteil Wurzelvolumen vorzufinden. Dies liegt daran, dass die nicht berücksichtigte Wurzelrolle, deren Volumen hauptsächlich dieser Schicht zuzuordnen ist, bei diesem Baum einen höheren Anteil am Gesamtwurzelvolumen hat.

Aus der Volumenverteilung in horizontaler und vertikaler Richtung lassen sich Rückschlüsse auf die Ausprägung des Wurzelhabitus ziehen. Typische Eigenschaften eines Herz-, Pfahl-, bzw. Senkerwurzel-systems könnten sich so quantitativ beschreiben lassen. Allerdings bietet die Beschreibung der Wurzelstruktur im Vergleich mit der Krone und dem Stamm einige Schwierigkeiten. Die Form des Wurzelsystems ist zunächst zwar genetisch bedingt, jedoch wird die konkrete Ausbildung von einer Vielzahl von Faktoren, wie beispielsweise der Bodenmächtigkeit, dem Bodengefüge, dem Verwitterungsgrad des Gesteinsuntergrundes, dem

Grundwasserstand und der Nährstoffverteilung im Boden, bestimmt (Mitscherlich, 1978, S. 47 ff.).

Je nach der Form, Wuchsrichtung und Verteilung der Grobwurzeln im Boden kann nach Köstler et. al. (1968) das Pfahlwurzelsystem (z. B. bei Tanne, Kiefer, Eiche), das Herzwurzelsystem (z. B. bei Lärche, Douglasie) und das Senkerwurzelsystem (z. B. Fichte, Esche) unterschieden werden. Übergänge zwischen den verschiedenen Wurzelsystemen sind dabei sowohl innerhalb einer Art als auch innerhalb der Entwicklung eines einzelnen Baumes zu beobachten (Kramer, 1988, S. 28f.). Einige Beispiele für verschiedene Typen von Wurzelsystemen zeigt Köstler (1956; s. auch Mitscherlich, 1978, S. 47).

Tatsächlich kommt deshalb eine arttypische Ausbildung häufig nicht zustande. Eine detaillierte Modellierung des Wurzelwachstums einzelner Bäume ist äußerst schwierig, weil dazu die Kenntnis der Verteilung von Wasser, Nährstoffen und Hindernissen im unmittelbaren Bereich des Wurzelraumes erforderlich ist. Die Wurzelarchitektur ist also durch Regeln nur bedingt beschreibbar, sie ist vielmehr abhängig von den meist unsichtbaren und wechselnden Umgebungsbedingungen. Daher beschränkt sich die Modellierung der Wurzelsysteme häufig auf die Simulation einer Zufallsentwicklung in einem hypothetischen Boden mit einer entsprechend definierten Verteilung von Wasser und Nährstoffen (Hauhs et al., 1993).

Feinwurzeln: Erfassung und Struktur

Die Verteilung der Fein- und Feinstwurzeln im Boden kann nach Mitscherlich (1978, S. 51) sehr unterschiedlich sein, ihr kommt jedoch im Hinblick auf die Modellierung des Baum- und Wurzelwachstums sowie der Wurzelarchitektur besondere Bedeutung zu. Kern et. al. (1961) konnten in einem Plenterwald des Schwarzwaldes nachweisen, dass die Fein- und Feinstwurzeln der Fichten hauptsächlich in der obersten 10 cm mächtigen Bodenschicht zu finden waren, während diejenigen der Buche und Tanne die darunter liegenden 10 cm bevorzugten.

Der Eintrag von Immissionen hat durch nachfolgende Bodenversauerung und Aluminiumtoxizität einen entscheidenden Einfluss auf die Ausbildung der Feinwurzeln und ganzer Wurzelsysteme (Ulrich et. al., 1984; Gehrman, 1984; Murach, 1984). Befahrungsbedingte Strukturveränderungen von Waldböden beeinträchtigen die Gas- und Wasserversorgung der Feinwurzeln u. U. erheblich und verringern so deren Ausprägung (Gehrke et al. 1992; Matthies et al. 1995; Groll, 1996).

Zur Beurteilung der Feinwurzelverteilung in Buchen- und Fichtenbeständen im Solling wurden im Rahmen des BMBF-Projektes „Indikatoren und Strategien für eine nachhaltige, multifunktionelle Waldnutzung – Fallstudie Waldlandschaft Solling“ 20 Versuchsflächen mit je 5 Stichprobenpunkten angelegt. Vier Entnahmepunkte befanden sich an den Ecken der Innenfläche und eine im Flächenzentrum (Abb. 2-16; Bolte et al., 2002).

Mit Hilfe eines Wurzelbohrers (mit einem Durchmesser von etwa 8 cm) wurde an jedem Probepunkt eine Feinwurzelprobe bis zu einer Tiefe von 40 cm nach der Methode von Murach (1984) gezogen. Die Probe wurde in sechs Tiefenstufen unterteilt (Of+Oh, 0-5 cm, 5-10 cm, 10-20 cm, 20-30 cm, 30-40 cm). Die Wurzeln wurden im Labor ausgewaschen, nach Durchmesserklassen (0-2 mm, $\geq 2-5$ mm, ≥ 5 mm) sowie lebenden und toten Anteilen getrennt und die entsprechenden Feinwurzel-trockenmassen bestimmt. Aufgrund der volumengerechten Probenahme mit dem Wurzelbohrer konnten die Feinwurzelmassen in Wurzel-dichte (mg TG/100 cm³ Boden) umgerechnet und die Vorräte der jeweiligen Tiefenstufe bestimmt werden.

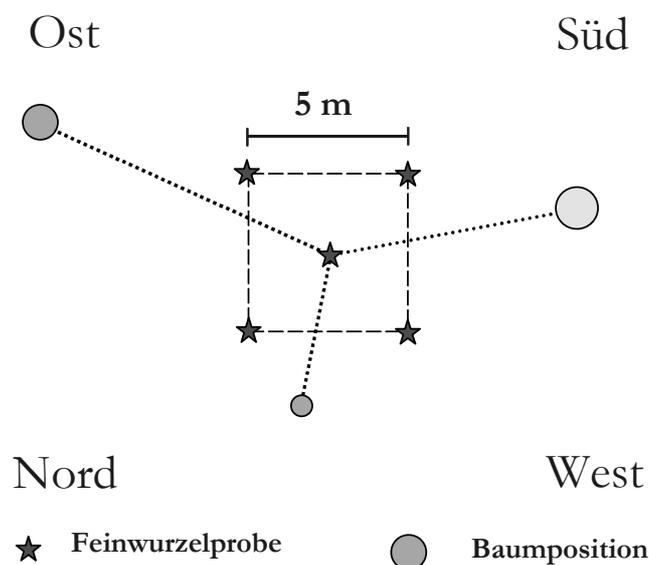


Abbildung 2-20. Stichproben zur Erfassung der Feinwurzeln (nach Murach (1984)).

Für die gesamten Feinwurzel-Biomassen bis 40 cm Entnahmetiefe liegen unterschiedliche Ergebnisse für die Reinbestands- und Mischbestandsflächen vor. Die mittlere Feinwurzel-Biomasse von 431 g pro m² der fünf Flächen im Buchenreinbestand liegt im Bereich bisheriger Untersuchungsergebnisse im Solling¹⁹. Die mittlere Feinwurzel-trockenmasse der 10 Mischbestandsflächen liegt mit 222 g pro m² unterhalb der mittleren Werte für die Reinbestandsflächen. Allerdings ist eine statistisch gesicherte Aussage aufgrund der geringen Stichprobenzahl und der hohen Streuung nicht möglich (Bolte et al., 2002).

Die Tiefenverteilung der Feinwurzelbiomassen in den Reinbestandsflächen ist für Buche und Fichte ähnlich. Die höchsten Anteile finden sich bei beiden Baumarten in der Auflage und im Oberboden bis 20 cm Bodentiefe. Etwas höhere Fein-

¹⁹ 99 g pro m² (Göttsche 1972) über 308 g pro m² (Hertel 1999), 397 g pro m² (Bauhus u. Bartsch 1996), 617 g pro m² (Rapp 1991). Für reine Fichtenbestände im Solling erhält Murach (1991) Werte zwischen 190 und 330 g pro m².

wurzelanteile der Fichte in der Auflage sind auf eine höhere Mächtigkeit der Humusaufgabe zurückzuführen.

In den Mischbestandsflächen ergibt sich jedoch ein anderes Bild. Hier folgt die Tiefenverteilung der Fichte weitgehend dem Muster aus dem Reinbestand, die Buche zeigt dagegen eine deutlich andere Verteilung. Die höchsten Buchenanteile finden sich in Tiefen unterhalb von 10 cm, in denen der Fichtenanteil bereits vergleichsweise gering ist. Die Auflage und der oberste Mineralbodenhorizont, wo die Fichte ihre höchsten Anteile findet, zeigen nur geringe Buchen-Feinwurzelanteile. Dieses Ergebnis scheint darauf hinzudeuten, dass die Feinwurzeln der Buche bei Anwesenheit von Fichte in tiefere Schichten gelangen. Ähnliche Befunde ergaben sich auch bei Untersuchungen von Rothe (1997) sowie Schmid u. Kazda (2001) in bayerischen und österreichischen Fichten-Buchen-Mischbeständen. Eine tiefere Durchwurzelung als die Konkurrenzbaumart zeigen Buchen auch in der Mischung mit Esche, Eiche oder Douglasie (Rysavy u. Roloff 1994, Büttner u. Leuschner 1994, Hendriks u. Bianchi 1995).

Ein Ziel der aufwendigen Wurzeluntersuchungen ist die Erklärung der Strukturbildung und die realitätsnahe Beschreibung des standort- und konkurrenzabhängigen Wachstums in Reaktion auf bestimmte forstliche Eingriffe. Die räumliche Verteilung der Feinwurzelnvorräte ermöglicht Aussagen über die Stoffaufnahme von Bäumen. Die Kenntnis der Grobwurzelarchitektur ermöglicht eine Abschätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit bis zum Erreichen der Zielstärke eines Baumes. Die Untersuchung von Wurzelstrukturen bildet die Grundlage für die Modellierung der unterirdischen Biomasse und ihrer Verteilung anhand allometrischer Beziehungen zu oberirdischen Parametern, wie z.B. dem Brusthöhendurchmesser oder der Kronenschirmfläche. Dadurch wird die Einbindung unterirdischer Strukturparameter in bestehende Waldwachstumsmodelle erleichtert.

Kapitel 3

Dichte und Konkurrenz

Bäume üben Konkurrenz aus, indem sie mit Krone und Wurzel ober- und unterirdisch verfügbaren Wuchsraum besetzen. Hierdurch verdrängen sie Nachbarn und beuten gleichzeitig die Ressourcen des besetzten Raumes aus. Die Raumbesetzung, die Dichte der Waldbestockung, ist ein Merkmal, das nicht nur die waldbaulichen Möglichkeiten, den „waldbaulichen Handlungsraum“, beeinflusst (bei welcher Dichte werden Bäume entnommen?) sondern auch das Baumwachstum (wie reagieren die Bäume in ihrem Wachstum auf unterschiedliche Konkurrenzverhältnisse?). Bei der Raumbesetzung entstehen „Kosten“ durch Investition in den Aufbau und Unterhalt von Phytomasse und „Nutzen“ durch Ressourcengewinn aus dem besetzten Raum (Matyssek, 2003).

In der Literatur werden häufig zwei Begriffe verwendet: *Bestandesdichte* und *Punktdichte*. Die Bestandesdichte sagt etwas aus über die Vollständigkeit der Raumbesetzung durch eine Baumpopulation innerhalb eines Areals mit bekannter Flächenausdehnung. Die Punktdichte bezieht sich auf das unmittelbare Umfeld eines speziellen Baum, auf das unmittelbare *Konkurrenzumfeld*. Wegen der zentralen Bedeutung gehört die Beschreibung der Dichte und ihrer Auswirkungen auf die Waldentwicklung zu den klassischen Themen der Waldwachstumsforschung.

Die Dichte beeinflusst das Bestandesklima, insbesondere die räumliche Verteilung von Licht und Temperatur. Besonders empfindlich reagiert das Durchmesserwachstum der Bäume auf Unterschiede in der Bestandesdichte. Diesen Einfluss

konnte Craib (1939) in einer Auswertung der CCT-Verbandsversuchsanlage *Weza* für die Baumart *Pinus patula* nachweisen (Abb. 3-1).

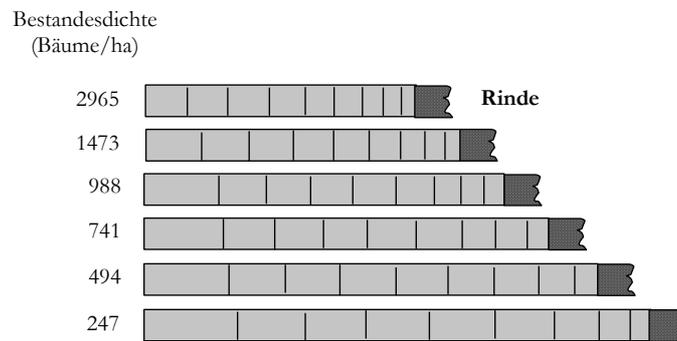


Abbildung 3-1. Auswirkung der Bestandesdichte auf die mittlere Jahrringbreite im Verbandsversuch Weza (Craib, 1939).

Zur Beschreibung der Dichte wurden unterschiedliche Dichtemaße entwickelt. Zu den bekanntesten Bestandesdichtemaßen zählen die *Bestandesgrundfläche*, der in den USA gebräuchliche *Bestandesdichteindex*, der *relative Baumabstand* und der *Kronenkonkurrenzfaktor*.

Bestandesgrundfläche

Das am häufigsten verwendete bestandesbezogene Dichtemaß ist die Summe der Brusthöhen-Stammquerschnittsflächen der Bäume, die sog. *Bestandesgrundfläche* (engl. *basal area*). Vereinfachend wird angenommen, dass eine Stammquerschnittsfläche durch eine Kreisfläche beschrieben werden kann. Die Grundfläche für den Baum i ($i = 1, \dots, n$) ergibt sich bei bekanntem Brusthöhendurchmesser d_i [in cm] aus

$$g_i = \frac{\pi}{4} d_i^2 \quad 3-1$$

Somit beträgt die Bestandesgrundfläche in m^2 für n Bäume

$$G = \frac{\pi}{4} \sum_{i=1}^n d_i^2 \quad 3-2$$

Die Grundflächen verschiedener Bestände lassen sich nur dann sinnvoll vergleichen, wenn die zur Verfügung stehende Fläche identisch ist. Da dies selten der Fall ist, verwendet man als normierte Größe die Grundfläche pro ha. Diese wird ermittelt, indem die Grundfläche des gesamten Bestandes durch die Bestandesfläche [in ha] dividiert wird.

Beispiel: In einem Bestand stehen auf einer Fläche von zwei Hektar 1000 Bäume mit einem Durchmesser von je 20 cm. Die Grundfläche beträgt also

$$1000 \cdot \frac{3.14}{40000} (20)^2 = 31.4m^2 \text{ oder } \frac{31.4m^2}{2ha} = 15.7m^2/ha.$$

Je größer die Anzahl gleichstarker Bäume auf der zur Verfügung stehenden Fläche ist, desto größer ist die Grundfläche und damit die Bestandesdichte. Bleibt die Stammzahl konstant, so wird sich im Laufe der Zeit die Grundfläche und somit auch die Bestandesdichte durch das Wachstum der Bäume erhöhen.

Bestandesdichteindex

Ein weiteres Maß zur Beschreibung der Bestandesdichte ist der *Bestandesdichteindex* (engl. *Stand Density Index* - *SDI*), zu dessen Berechnung die Stammzahl n pro Hektar und der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g benötigt werden. Der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes ergibt sich aus der Grundfläche und Stammzahl:

$$d_g = \sqrt{\frac{40000}{\pi} \cdot \frac{G}{N}} \quad 3-3$$

Grundlegend für die Berechnung des SDI ist ein Modell, in dem die zu erwartende Stammzahl N in einem funktionalen Zusammenhang mit d_g steht (Gl. 3-4).

$$N = \beta_0 \cdot (d_g)^{-\beta_1} \quad 3-4$$

Gl. 3-4 lässt sich unter verschiedenen Voraussetzungen anwenden. Zum Beispiel könnte durch sie der Zusammenhang zwischen d_g und der maximal möglichen Stammzahl dargestellt werden, vorausgesetzt, die Parameter β_0 und β_1 bekannt sind. Nimmt man zunächst in einem Gedankenexperiment an, dass alle Baumdurchmesser des Bestandes identisch sind, d.h. $d_i = d$; $i = 1, \dots, N$, dann entsteht aus Gl. 3-4 die folgende Beziehung:

$$N \cdot (d)^{\beta_1} = \beta_0 \quad 3-5$$

Wäre $\beta_1 = 2$, so würde z.B. unterstellt, dass der beanspruchte "Raum" eines Baumes proportional zu seiner Querschnittsfläche ist; wäre $\beta_1 = 1$, so müsste der beanspruchte Raum proportional zu seinem Durchmesser sein. Die theoretische Stammzahl lässt sich aus dem Durchmesser des Grundflächenmittelstammes berechnen, wieder unter der Voraussetzung, dass die Konstanten β_0 und β_1 bekannt sind. Der theoretische SDI ist zunächst eine abstrakte Größe, die angibt, welche Stammzahl bei einem Wert von $d_g = 25$ cm zu erwarten ist:

$$SDI = \beta_0 \cdot (25)^{-\beta_1} \quad 3-6$$

Durch Kombination von (3-4) und (3-6) ergibt sich Gl. (3-7), aus der sich der empirische SDI aus der tatsächlichen Stammzahl N und dem tatsächlichen d_g berechnen lässt.

$$SDI = N \cdot \left(\frac{25}{d_g} \right)^{-\beta_1} \quad 3-7$$

Beispiel: Die Parameter $\beta_0 = 100000$ und $\beta_1 = 1.5$ beschreiben den Zusammenhang zwischen d_g und der maximal möglichen Stammzahl N gemäß Formel (3-6).

- a) Angenommen der theoretische $SDI = 100000 \cdot (25)^{-1.5} = 800$. In einem Bestand mit $d_g = 25$ cm ist die maximal mögliche Stammzahl gleich 800.
- b) In einem Bestand sind $N = 1000$ und $d_g = 12$ cm. $SDI = 1000 \left[\frac{25}{12} \right]^{-1.5} = 332.6$. Da 332.6 deutlich geringer als 800 ist, ist die aktuelle Bestandesdichte im Vergleich zur maximal möglichen Dichte sehr gering.
- c) Wieviel Bäume sind überlebensfähig bei $d_g = 12$ cm? $N = 100000 \cdot (12)^{-1.5} = 2406$.

Der *Stand Density Index* kann verwendet werden, um Aussagen über die Bestandesdichte zu treffen. Allerdings ist die ursprüngliche Form des SDI mit konstantem Parameter β_1 nicht sehr glaubwürdig. Auf Grund seiner Untersuchungen in nur einmal aufgenommenen Douglasienbeständen ermittelte Reineke (1933) für β_1 einen Wert von 1.605. Dieser Wert wurde anschließend immer wieder unbesehen verwendet und hat sich bis heute in der Literatur erhalten.

Die korrekte Methode zur Ermittlung der *Stammzahl-Durchmesser-Grenzbeziehung* basiert auf der Beobachtung von langfristigen Entwicklungen in vollbestockten Dauerversuchsflächen. Abb. 3-2 zeigt zwei Beispiele. Für eine mit unterschiedlicher Stammzahlen auf gleichem Standort begründete Reihe von Versuchsflächen wird die Entwicklung der Stammzahl über dem Durchmesser des Grundflächenmittlammes aufgetragen. Anschließend wird der obere extreme Datenbereich, die empirische *Stammzahl-Durchmesser-Grenzbeziehung*, mit Hilfe eines geeigneten Modells beschrieben¹. Mit Hilfe dieses Modells kann nun für reale Bestände überprüft werden, wie weit das Dichtepotential ausgeschöpft wurde.

¹ Zur entstehenden Problematik vgl. Gadow u. Hui (1993).

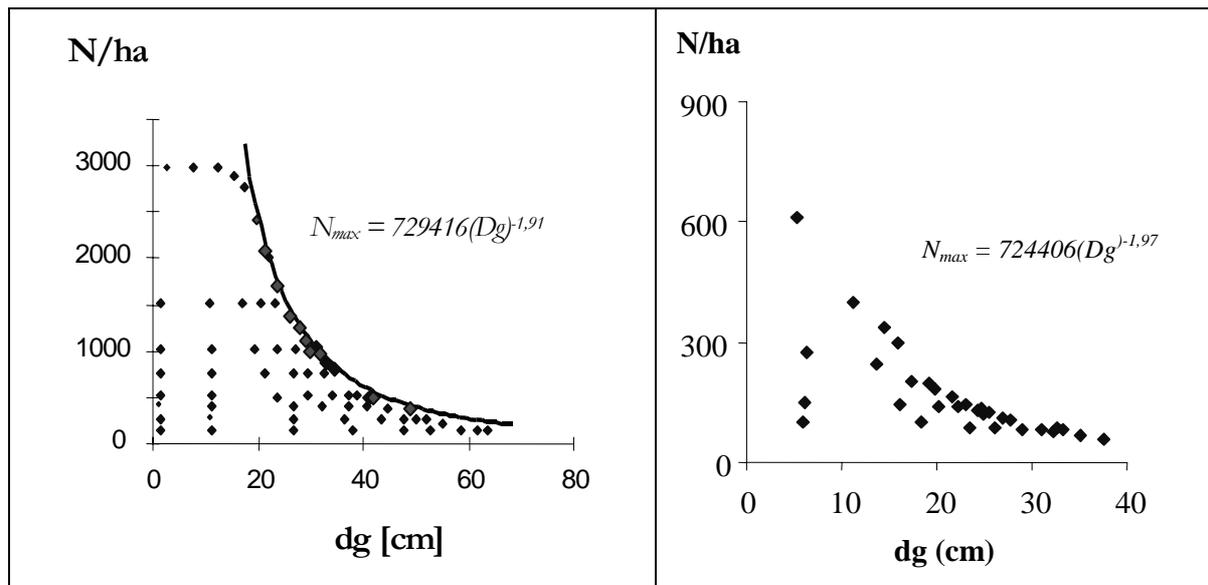


Abbildung 3-2. Links: Stammzahl-Durchmesser-Grenzbeziehung für 8 mit unterschiedlicher Stammzahl begründete *Pinus radiata* Versuchsflächen in Tokai, Südafrika. Der Exponent -1.91 entspricht typischerweise nicht der Reineke-Zahl (1.605). rechts: Entsprechende Entwicklung der *Eucalyptus grandis* Dauerversuchsfläche Langepan in Südafrika

Immer wieder wird der Versuch unternommen, das reale Systemverhalten von Wäldern mit Hilfe stark vereinfachter Modelle zu erklären. Zu diesen Vereinfachungen gehört die Anwendung des Reineke-Exponenten (1.605). Untersuchungen aus Dauerversuchsflächen stützen die Hypothese, dass ein allgemeingültiger Exponent zur Beschreibung der Stammzahl-Durchmesser-Grenzbeziehung nicht existiert. Die Form der Grenzbeziehung ist abhängig vom Standort und von der Baumart. Unter den zahlreichen empirischen Exponenten ist die Reineke-Konstante (1.605) eher als außergewöhnlicher Wert einzustufen. Häufiger sind höhere (>1.8), selten niedrigere (<1.5) Werte.

Relativer Baumabstand

Ein einfaches Dichtemaß für gleichaltrige Bestände ist der *relative Baumabstand* (RS), der über die Stammzahl pro ha N und die Oberhöhe H_o berechnet wird (Gl. 3-8).

$$RS = \frac{\sqrt{\frac{10000}{N}}}{H_o} \quad 3-8$$

Mit zunehmender Stammzahl bei gleich bleibender Oberhöhe nimmt die Bestandesdichte zu und der Wert von RS sinkt. Der Zähler in Gl. 3-8 ist ein Schätzer für den durchschnittlichen Abstand zwischen benachbarten Bäumen, dessen Genauigkeit ausreicht, wenn die Bäume auf der Fläche gleichmäßig verteilt sind und die Abstände zwischen benachbarten Bäumen nur gering variieren.

Beispiel: Für einen Buchen-Edellaubholz-Mischbestand im FoA Bovenden betrug der mittlere Baumabstand vor der Durchforstung 3 m ($N = 1111$), nach der Durchforstung 4 m ($N = 625$). Bei einer gleich bleibenden Oberhöhe von $H_o = 20$ m verringert sich also die Bestandesdichte und RS steigt von $\frac{3}{20} = 0.15$ auf $\frac{4}{20} = 0.2$.

Kronenkonkurrenzfaktor

Der Kronenkonkurrenzfaktor beschreibt das Verhältnis zwischen der Summe der maximal möglichen Kronenschirmflächen und der Bestandesfläche. Ein Bestand ist desto dichter bestockt, je größer die Summe der theoretischen Kronenschirmflächen ist. Zur Herleitung der Kronenschirmflächen wird zunächst eine lineare Beziehung zwischen dem Brusthöhendurchmesser (D_i in cm) und dem Kronendurchmesser (KD_i in m) eines im Solitärstand erwachsenen Baumes unterstellt (Gl. 3-9).

$$KD_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i \quad 3-9$$

Die Parameter α_0 und α_1 werden über Solitärbäume geschätzt. Die Untersuchung von Lässig (1991) ist ein Beispiel für die Herleitung dieser Beziehung. Mit Hilfe der Modellparameter kann die Kronenschirmfläche eines im Solitärstand erwachsenen Baumes (KS_i in m^2) berechnet werden:

$$KS_i = \pi \left(\frac{KD_i}{2} \right)^2 = \frac{\pi}{4} (\alpha_0 + \alpha_1 D_i)^2 \quad 3-10$$

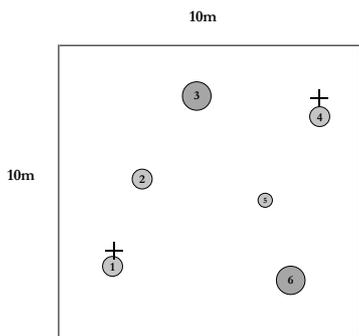
Die Kronenschirmflächensumme ist also nicht gleich der Summe der realen Kronenschirmflächen im Bestand. Zur Ermittlung der Dichte werden die theoretischen, maximalen Kronenschirmflächen von Solitärbäumen berücksichtigt. Der Kronenkonkurrenzfaktor (KKF) ergibt sich aus Gl. 3-11.

$$KKF = \frac{1}{F} \left(\sum_{i=1}^n KS_i \right) \quad 3-11$$

wobei F = Bestandesfläche in m^2 .

Tab. 3-1 zeigt ein hypothetisches Rechenbeispiel für eine sehr dichten Buchen-Fichten-Mischbestand mit einer Flächenausdehnung von $100m^2$. Die Beziehungen zwischen Kronendurchmesser und Brusthöhendurchmesser sind: $KD_{Fi} = 1.64 + 0.14(BHD)$ und $KD_{Bu} = 1.39 + 0.18(BHD)$.*

* Freise u. Spieker (1999) schätzen die Kronenbreite von Buchensolitären mit $KD_{BU} = 0.2 \cdot (BHD)$, beide in m gemessen.



Baum Nr.	BHD (cm)	Kronenbreite (m)	Kronenschirmfläche (m ²)
1 (Bu)+	20	5.0	19,6
2 (Bu)	20	5.0	19,6
3 (Fi)	40	7.3	41,8
4 (Bu)+	20	5.0	19,6
5 (Bu)	10	3.2	8,0
6 (Fi)	40	7.3	41,8
vor dem Eingriff			150.4
nach dem Eingriff			111.2

Tabelle 3-1. Hypothetisches Rechenbeispiel. Der KKF beträgt vor dem Eingriff $150.4/100=1.5$, nach dem Eingriff $111.2/100=1.1$. Die ausscheidenden Bäume sind durch ein + gekennzeichnet.

Ein KKF von 1 würde zum Beispiel besagen, dass in dem betreffenden Bestand die Brusthöhendurchmesser so verteilt sind, dass bei optimalen Wachstumsbedingungen, wie sie im Freiland vorherrschen, die zu erwartenden Kronenschirmflächen die Bestandesfläche F gerade vollständig abdecken. Bei $KKF < 1$ wird angenommen, dass keine Konkurrenz vorliegt, die Summe der Kronenschirmflächen, die sich bei optimalen Wachstumsbedingungen ergeben hätte, ist geringer als die Bestandesfläche F . Bei $KKF > 1$ befinden sich die Bäume unter Konkurrenzdruck.

Bei der Interpretation des KKF muss also der Unterschied zwischen den *tatsächlichen* und den *maximal möglichen* Kronenschirmflächen beachtet werden. Ein Bestand, in dem die tatsächlichen Kronenschirmflächen sich nicht überlappen, aber trotzdem die gesamte Fläche belegen, wird einen $KKF > 1$ aufweisen, wenn die reale Kronenausdehnung geringer ist als die potentiell mögliche.

Überschirmung

Im Unterschied zu den bisherigen Dichtemaßen, die sich auf das *gesamte* Bestandeskollektiv beziehen, ist die *Überschirmung* ein Dichtemaß, das sich auf die relative Konkurrenzsituation *einzelner* Bäume im Bestand bezieht. Dabei wird angenommen, dass ein dominanter Baum weniger Konkurrenzdruck erfährt als ein Unterständiger. Bei der Bestimmung der Überschirmung sind die Baumkoordinaten unbekannt.

BAL und *BALMOD*: Grundfläche der Größeren

Ein Maß für die relative Dominanz eines Baumes innerhalb der Grundflächenhäufigkeitsverteilung ist das Grundflächenperzentil. Um das Grundflächenperzentil eines Baumes zu berechnen, werden Angaben über die aus dem Durchmesser d_i ermittelten Grundflächen g_i benötigt. Aus den baumbezogenen Grundflächen g_i kann die Gesamtgrundfläche des Bestandes berechnet werden:

$$G = \sum_{i=1}^n g_i \quad [\text{m}^2 / \text{ha}] \quad 3-12$$

Das Grundflächenperzentil p_i des Baumes i ist gleich dem Anteil der Gesamtgrundfläche, der von Bäumen besetzt ist, die eine Grundfläche besitzen, die kleiner oder gleich der Grundfläche g_i ist:

$$p_i = \frac{1}{G} \sum_{\substack{j=1 \\ g_j \leq g_i}}^n g_j \quad 3-13$$

Das Grundflächenperzentil sagt nur etwas aus über den sozialen Rang des Bezugsbaumes, berücksichtigt aber nicht die Bestandesdichte. Das Maß der Überschirmung ist die *Grundfläche der Größeren* (der sog. *BAL-Index*)². Der *BAL-Index* kann aus der kumulativen Grundflächenhäufigkeit hergeleitet werden, denn $p_j = 1 - \left(\frac{GG_{ij}}{G_i} \right)$ und $GG_{ij} = G_i \cdot (1 - p_j)$, wobei GG_{ij} = die Summe der Grundflächen aller Bäume, mit einem BHD größer als der BHD des Bezugsbaumes j (m^2/ha) und G_i die gesamte Grundfläche im Bestand i (m^2/ha) bezeichnet.

Beispiel: In der nachstehenden Tabelle sind die zehn Bäume einer Probestfläche von 0.025ha mit ihren entsprechenden Durchmessern und den daraus berechneten Grundflächen angegeben.

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
d_i [cm]	20	21	23	27	31	32	33	37	37	41
g_i [m^2]	0.031	0.033	0.042	0.057	0.075	0.080	0.086	0.108	0.108	0.132

Die Gesamtgrundfläche beträgt $G = 0.752 \text{ m}^2$, bzw. $0.725/0.025 = 30.08 \text{ m}^2/\text{ha}$. Das Grundflächenperzentil des Baumes 4 beträgt

$$p_4 = (0.031 + 0.033 + 0.042 + 0.057) / 0.752 = 0.163 / 0.752 = 21.7\%$$

21.7 % der Gesamtgrundfläche werden von Bäumen belegt, die eine Grundfläche besitzen, die kleiner oder gleich 0.057 m^2 ist. Also ist $GG_4 = 30.08 \cdot (1 - 0.217) = 23.55 \text{ m}^2/\text{ha}$.

Die *Grundfläche der Größeren* ist ein sehr einfaches und wirksames Maß der Überschirmung, das gleichzeitig die relative Dominanz des Bezugsbaumes und die Bestandesdichte berücksichtigt. Die *Grundfläche der Größeren* $GG_{ij} = G_i \cdot (1 - p_j)$ ist eine lineare Funktion der Bestandesgrundfläche. Eine andere Möglichkeit, die relative Dominanz (das Grundflächenperzentil) des Bezugsbaumes mit der Bestandesdichte zu kombinieren, besteht in der Gewichtung des Ausdruckes $1 - p_j$ mit dem *Relativen Baumabstand* RS_i im Bestand i (Schröder u. Gadow, 1999):

$$\text{Bal mod}_{ij} = \frac{(1 - p_j)}{RS_i} \quad \text{mit} \quad p_j = 1 - \frac{GG_{ij}}{G_i} \quad \text{und} \quad RS_i = \frac{\sqrt{10000 / N_i}}{H_i} \quad 3-14$$

² Aus der englischen Bezeichnung *BAL* = *basal area of the larger trees*.

Für den größten Baum im Bestand i mit dem Grundflächenperzentil = 1 beträgt der $BALMOD_{ij} = 0$. Für diesen Baum würde die potentielle Wachstumsrate nicht reduziert, unter der Annahme, dass das Wachstum der übrigen Bäume im Bestand nicht größer sein kann als als das Wachstum des größten Baumes. Dementsprechend ergibt sich die geringste Wachstumsrate aus dem maximalen $BALMOD$ -Wert. Innerhalb dieser Grenzen, nimmt der $BALMOD$ -Index von Bäumen mit dem gleichen Grundflächenperzentil exponentiell zu, mit abnehmendem RS_i . Bei konstanter Bestandesdichte ergibt sich für den $BALMOD$ -Index der biologisch plausible Effekt, dass ein Baum mit höherem sozialen Rang einen geringeren $BALMOD$ -Wert aufweist als ein Baum mit niedriger Konkurrenzposition (Abb. 3-3).

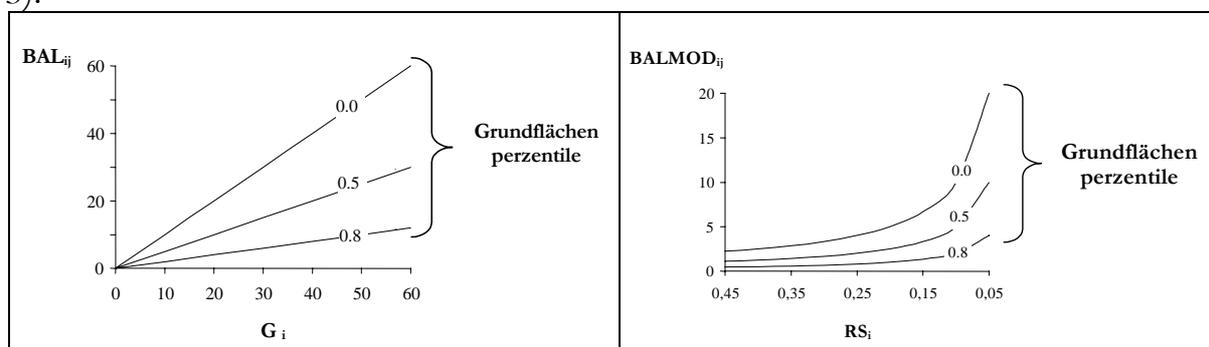


Abbildung 3-3. Auswirkung der Grundfläche (G_i) und p_j auf den BAL-Index (links) und des relativen Baumabstandes (RS_i) und p_j auf den BALMOD-Index (rechts).

Der $BALMOD$ -Index kombiniert die relative Dominanz des Einzelbaumes (das Grundflächenperzentil) mit dem auf die Höhe bezogenen Bestandesdichtemaß *Relativer Baumabstand*. Die gute Eignung des $BALMOD$ -Index, im Vergleich mit dem BAL -Index, zur Erklärung von Unterschieden in der Wuchsleistung zeigte sich bei der Auswertung von Kiefern-Zuwachsdaten in Spanien (Schröder u. Gadow, 1999) und bei der Analyse von Eichen-Verbandsversuchen in Norddeutschland (Struck, 1999).

Beispiel: In der nachstehenden Tabelle sind die Daten von 15 Bäumen aus einer Eichenversuchsfläche im Engverband aus Struck (1999) aufgeführt:

Baum _i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
d_j (cm)	2,0	3,0	3,0	3,5	4,0	4,0	4,0	4,0	5,0	5,0	5,5	6,5	7,0	8,0	8,5
h_j (m)	3,7	3,4	3,7	6,2	4,6	5,7	6,1	6,3	6,6	7,2	7,1	8,4	9,1	8,6	10,5
g_j (cm ²)	3,14	7,1	7,1	9,6	12,6	12,6	12,6	12,6	19,7	19,7	23,8	33,2	38,5	50,4	56,8
GG_{ij}	316	302	302	293	242	242	242	242	203	203	179	146	107	57	0
G_i (cm ²)	319,48														
P_j	0,01	0,05	0,05	0,08	0,24	0,24	0,24	0,24	0,36	0,36	0,44	0,54	0,66	0,82	1
N_i	23810														
H_i	9,4														
RS_i	0,0689														
Balmod _{ij}	14,4	13,8	13,8	13,4	11,0	11,0	11,0	11,0	9,3	9,3	8,1	6,7	4,9	2,6	0

Für Baum 1 mit einem Durchmesser von 2 cm und einer Höhe von 3,7 m. ergibt sich ein Grundflächenperzentil von

$$p_1 = 1 - \frac{7,1 + 7,1 + 9,6 + 12,6 + 12,6 + 12,6 + 12,6 + 19,7 + 19,7 + 23,8 + 33,24 + 38,5 + 51,4 + 56,8}{319,48} = 0,01$$

Die mittlere Höhe der drei höchsten Bäume auf der Fläche ergibt $H_1 = \frac{10,5 + 9,1 + 8,6}{3} = 9,4$ m

Die Stammzahl des Engverbandes beträgt 23810 Bäume/ha, daraus ergibt sich

$$RS_1 = \frac{\sqrt{10000/23810}}{9,4} = 0,0689. \text{ Mit diesen Angaben erhält der BALMOD-INDEX für Baum 1}$$

$$\text{den Wert } Balmod_1 = \frac{1 - 0,01}{0,0689} = 14,36865 \approx 14,4.$$

Kronenschirmflächen der Größeren

Ähnlich wie beim BAL-Index kann die Überschirmung als Summe der Kronenschirmflächen der Bäume berechnet werden, die größer als der Bezugsbaum sind. Dieser einfache Konkurrenzindex KKF_L ist eine spezielle Variante des Kronenkonkurrenzfaktors. Berücksichtigt wird, wie beim KKF , der artspezifische Raumanpruch der Bäume, - die aus den BHD's mit artspezifischen Funktionen berechneten potentiellen Kronenschirmflächen. Der KKF_L ist daher für Mischbestände besser geeignet als der ungewichtete BAL -Index.

Eine logische Erweiterung des KKF_L ergibt sich durch die Berücksichtigung der Kronenschnittflächen, anstelle der Kronenschirmflächen, der Bedränger. Das bekannteste Beispiel ist der sog. $C66$. Die Grundlage für die Berechnung der Überschirmung ist die „Schnitthöhe“ des Bezugsbaumes. Diese liegt bei 66 Prozent der Kronenhöhe, von der Baumspitze aus gerechnet (daher der Name des Index). Der $C66$ ist dann gleich der Summe der Kronenschirmflächen *aller* Bäume im Bestand auf der Schnitthöhe des Bezugsbaumes. Dabei können drei Fälle auftreten:

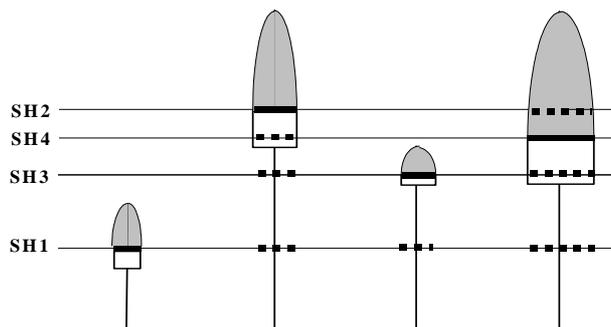
- Die Kronenansatzhöhe eines Konkurrenten liegt über der Schnitthöhe des Bezugsbaumes: die volle Kronenschirmfläche des Konkurrenten wird berücksichtigt;
- Die Höhe eines Konkurrenten liegt unter der Schnitthöhe: der Konkurrent wird nicht berücksichtigt.
- Ansonsten werden die Kronenschirmflächen der Konkurrenten in Schnitthöhe des Bezugsbaumes berücksichtigt.

Der $C66$ für einen ausgewählten Baum i in einem Bestand mit einer Flächenausdehnung von 10000 m² ergibt sich aus Gl. 3-15.

$$C66_i = \sum_j KS66_j / 10000 \tag{3-15}$$

Die Variable $KS66_j$ bezeichnet die Kronenschirmfläche des Konkurrenten j in Schnitthöhe des Bezugsbaumes i .

Beispiel: In einem Fichtenbestand mit einer Flächenausdehnung von 30 m² befinden sich die in Abb. 3-4 dargestellten vier Bäume mit unterschiedlichen Höhen und Kronenmaßen.



Baum Nr.	1	2	3	4
BHD (cm)	10	25	15	30
Höhe (m)	12	24	15	24
Kronenansatz (KA,m)	6	15	12	12
Kronenlänge (Kl,m)	6	9	3	12
Schnitthöhe (SH,m)	8	18	13	16
Kronenradius (KR,m)	0.95	1.8	1.25	2.05
Kronenmantelfläche (KM,m²)	24.1	68.8	16.6	104.1

Abbildung 3-4. Hypothetischer Fichtenbestand mit 4 Bäumen und einer Flächenausdehnung von 30 m².³

Der *C66* ist gleich der Summe der quadrierten Kronenradien auf oder über der Schnitthöhe des Bezugsbaumes, multipliziert mit π und dividiert durch die Bestandesfläche. Für die vier Bäume ergeben sich die folgenden Werte:

Baum	C66
1	$\frac{\pi}{30} \cdot (0.95^2 + 1.8^2 + 1.25^2 + 2.05^2) = 1.04$
2	$\frac{\pi}{30} \cdot (0 + 1.8^2 + 0 + 1.77^2) = 0.67$
3	$\frac{\pi}{30} \cdot (0 + 1.8^2 + 1.25^2 + 2.05^2) = 0.94$
4	$\frac{\pi}{30} \cdot (0 + 1.8^2 + 0 + 2.05^2) = 0.78$

Grundflächen-Durchmesser-Index

Ein weiterer einfacher Index zur Beschreibung der Konkurrenzsituation eines Bezugsbaumes bei unbekanntenen Baumpositionen ist der Grundflächen-Durchmesser-Index (*GD*). Der *GD*-Index berücksichtigt das Verhältnis der Grundfläche des Bestandes *j* (G_j) zur maximal möglichen Grundfläche (G_{max}) und das Verhältnis des Brusthöhendurchmessers des Bezugsbaumes *i* (d_i) zum mittleren Brusthöhendurchmesser des Bestandes *j* (\bar{d}_j). Für den *i*-ten Bezugsbaum mit Durchmesser d_i wird der Index nach Gl. 3-16 berechnet.

³ Beispiel von J. Nagel. Die Variablen wurden wie folgt berechnet: *Kronenradius*: $KR = \frac{0.843 + 0.11 \cdot BHD}{2}$; *Kronenmantelfläche*

$$: KM = \frac{\pi \cdot KR}{6 \cdot Kl} \left[(4 \cdot Kl^2 + KR^2)^{\frac{3}{2}} - KR^3 \right]; \text{ *Kronenradius auf Schnitthöhe*: } KR_{SH} = \sqrt{\frac{3 \cdot KR^2}{2 \cdot Kl} \cdot (H - SH)}$$

$$GD_i = \left(\frac{G_j}{G_{max}} \right)^{(d_i/\bar{d}_j)} \quad 3-16$$

Berücksichtigt wird also nicht nur die relative soziale Stellung des Baumes i im Bestand j , sondern ähnlich wie beim BAL-Index und C66, gleichzeitig auch die relative Bestandesdichte.

Je geringer der Durchmesser des Bezugsbaumes bei konstanter Grundfläche und bei konstantem mittleren BHD ist, um so geringer ist der GD-Indexwert. Der GD-Index nimmt mit abnehmender Bestandesgrundfläche und zunehmendem Durchmesser des Bezugsbaumes zu. Relativ kleine Bäume in dichten Beständen sind einer größeren Konkurrenz ausgesetzt als relativ große Bäume in weniger dichten Beständen.

Punktichte

Die Kriterien zur Beschreibung der Überschildung können ohne Kenntnis der Baumkoordinaten berechnet werden. Bei bekannten Baumkoordinaten ergeben sich natürlich sehr viel differenziertere Möglichkeiten der Dichtebeschreibung. Vor allem kann die Dichte für spezielle örtlich definierte Punkte im Bestand ermittelt werden. Die zahlreichen Methoden zur Beschreibung dieser nach Spurr (1962) als *Punktichte* bekannten Konkurrenzsituation lassen sich in mehrere Gruppen unterteilen.⁴ Danach ergibt sich der Konkurrenzdruck für einen Bezugsbaum i durch:

- Typ A: überlappende Einflußzone (*overlapping zone of influence*),
- Typ B: distanzgewogenes Dimensionsverhältnis (*distance-weighted size ratio*),
- Typ C: verfügbarer Wuchsraum (*available growing space*).

Unter den zahlreichen verfügbaren Konkurrenzindizes sollen nur zwei Beispiele erläutert werden, die überlappende Einflusszone nach Gerrard (1969) und Bella (1971) und das distanzgewogene BHD-Verhältnis nach Hegyi (1974).

Überlappende Einflußbereiche

Gerrard (1969) entwickelte einen Konkurrenzindex, bei dem die Abstandsbeziehungen zu den Nachbarn eines Bezugsbaumes berücksichtigt werden. Für den Bezugsbaum i werden diejenigen Nachbarn als Konkurrenten betrachtet, die sich innerhalb der Einflusszone i , einer Kreisfläche mit dem Bezugsbaum als Zentrum, befinden. Der Radius des Kreises (r_i) ist häufig eine Funktion des Brusthöhen-durchmessers i , z. B. die maximale Kronenausdehnung. Ausgehend von der tatsächlichen Kronenprojektion der Konkurrenten wird sodann eine potentielle Aus-

⁴ vgl. Tomé u. Burkhart (1989); Holmes u. Reed (1991); Biging u. Dobbertin (1992, 1995).

breitung der Krone ermittelt, die der Einfachheit halber als Kreisfläche um den jeweiligen Konkurrenten angenommen wird.

Von jedem Konkurrenten wird *der* Teil der Kreisfläche berücksichtigt, der innerhalb der Einflusszone liegt. Im Extremfall kann dies auch der komplette Kreis sein. Der Schnitt der Kreisfläche des Konkurrenten j mit der Einflusszone des Bezugsbaumes i wird *Überlappungsfläche* ($\ddot{U}F_{ij}$) genannt (Abb. 3-4).

Der Konkurrenzindex nach Gerrard wird dann beschrieben durch das Verhältnis der Summe der Überlappungsflächen zum Einflussbereich i (Gl. 3-17).

$$KI_i = \frac{1}{\pi \cdot r_i^2} \sum_{j=1}^m \ddot{U}F_{ij} \quad 3-17$$

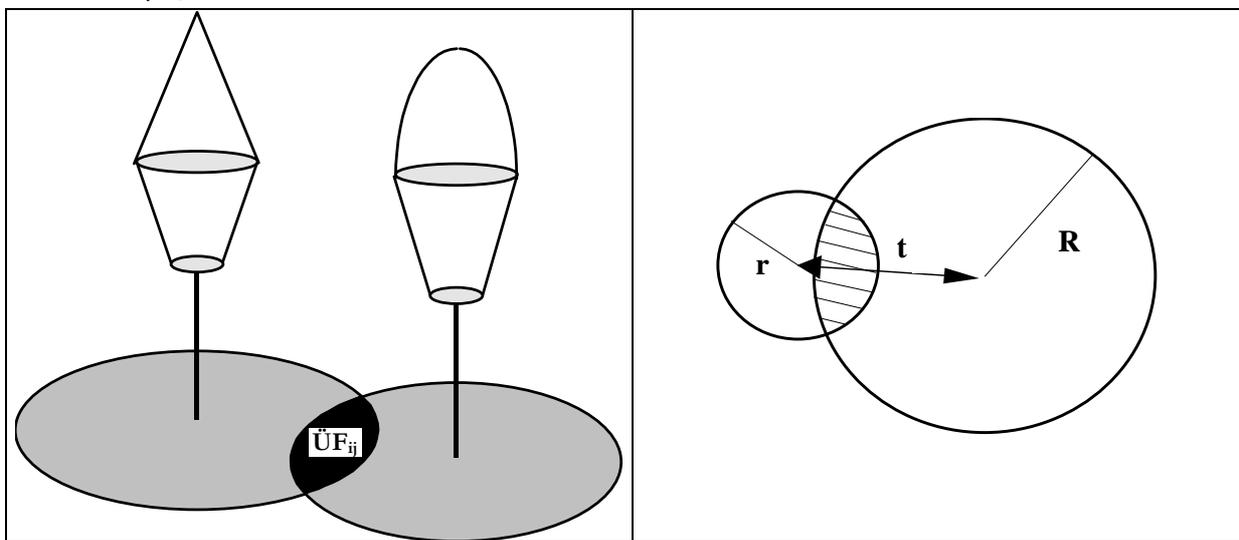


Abbildung 3-5. Überlappungsfläche zwischen den Einflussbereichen des Bezugsbaumes und eines Nachbarn. Die Grafik rechts zeigt die Variablen zur Berechnung einer Überlappungsfläche.

Die Überlappungsfläche zweier Einflusszonen mit den Radien r und R , deren Mittelpunkte den Abstand t zueinander aufweisen (Abb. 3-4), kann mit Hilfe der Gl. 3-18 berechnet werden.

$$Fläche(t, r, R) = r^2 \left\{ \arccos \left(\frac{t^2 + r^2 - R^2}{2tr} \right) \right\} + R^2 \left\{ \arccos \left(\frac{t^2 + R^2 - r^2}{2tR} \right) \right\} - ty \quad 3-18$$

wobei $x_1 = \frac{r^2 - R^2 + t^2}{2 \cdot t}$ und $y = \sqrt{r^2 - x_1^2}$

Je mehr Bäume mit potentiell großer Kronenausdehnung sich in der unmittelbaren Nähe des Bezugsbaumes befinden, um so größer wird der Wert des Konkurrenzindex. Überschneidet sich kein benachbarter Einflussbereich mit dem Einflussbereich i , so nimmt der Index den Wert Null an.

Die offensichtliche Schwierigkeit besteht darin, eine biologisch plausible Regel für die Bestimmung der Größe der Einflusszonen zu finden.

Distanzgewogenes BHD-Verhältnis

Der Konkurrenzdruck, dem ein einzelner Baum ausgesetzt ist, ergibt sich aus den Dimensionen und Abständen benachbarter Bäume. Beim Typ B werden die Verhältnisse der Brusthöhendurchmesser (bzw. anderer Dimensionsvariablen) des Konkurrenzbaumes j zum Bezugsbaum i summiert, wobei diese Größe jeweils mit dem Abstand vom Konkurrenzbaum zum Bezugsbaum gewichtet wird.⁵ Die erste Anwendung des Typ B geht auf die Formel von Hegyi (1974) zurück:

$$HgCI_i = \sum_{j=1}^n \frac{d_j}{d_i} \frac{1}{Abst_{ij}} \quad 3-19$$

wobei

$HgCI_i$	= HEGYI-Index: Konkurrenzindex für Bezugsbaum i , nach Hegyi
d_j	= Brusthöhendurchmesser (BHD) des Konkurrenzbaumes j [cm]
d_i	= Brusthöhendurchmesser des Bezugsbaumes i [cm]
$Abst_{ij}$	= Abstand zwischen Bezugsbaum i und Konkurrenzbaum j [m]
n	= Anzahl der Konkurrenzbäume

Der *HEGYI-Index* ist nicht nur intuitiv plausibel, sondern besitzt außerdem den Vorzug, dass er im Gegensatz zu anderen Indices mit relativ geringem Inventuraufwand im Gelände ermittelt werden kann. Allerdings stellt sich bei der Anwendung immer wieder die Frage, welche Nachbarn als Konkurrenzbäume eingestuft werden. Hegyi (1974) definiert einen Kreis mit konstantem Radius von 10 Fuß (3.05 m). Alle Bäume innerhalb des Kreises werden als Konkurrenten bezeichnet. In gleichaltrigen Reinbeständen hat dieser Ansatz den Nachteil, dass der Indexwert mit zunehmendem Alter abnimmt. Der mittlere Baumabstand nimmt zu und damit sinkt automatisch die Zahl der Konkurrenten, die sich im vorgegebenen Festkreis befinden. Rennolls u. Smith (1993) erweitern den einfachen Ansatz mit einem dynamischen Überlappungsmodell.

Ein beliebtes Verfahren zur Bestimmung der Konkurrenzbäume ist die *Grenzwinkel*-Methode. Bei dieser Methode werden vom Bezugsbaum aus alle Nachbarn mit einem Winkelprisma mit vorgegebener Zählbreite anvisiert. Alle Nachbarn, deren BHD die vorgegebene Winkelöffnung überschreitet, werden als Konkurrenten eingestuft.⁶

Die *Grenzwinkel*-Methode überwindet zwar das Problem der Festkreise, aber sie berücksichtigt nicht die Ausschaltung der Konkurrenz durch hintereinander stehende Nachbarn. Es kommt nicht selten vor, dass mehrere, vom Bezugsbaum aus gesehen hintereinander stehende *passive* Nachbarn, als Konkurrenten definiert werden, obwohl ein *aktiver* Konkurrenzdruck nur durch den nächsten Nachbarn ausgeübt wird.

⁵ s. Hegyi (1974); Daniels (1976); Lorimer (1983); Martin u. Ek (1984).

⁶ Daniels (1976); Holmes u. Reed (1991); Biging u. Dobbertin (1992, 1995).

Lee u. Gadow (1997) entwickelten daher ein Verfahren zur Bestimmung der Konkurrenzbaume, das auf einer iterativen Suche nach den aktiven Konkurrenten innerhalb einer definierten Konkurrenzzone basiert. Die passiven Konkurrenten innerhalb eines *Konkurrenz-Eliminierungssektors* werden bei der Berechnung des HEGYI-Index nicht berücksichtigt. Nacheinander wird für jeden Nachbarn eines Bezugsbaumes innerhalb der Konkurrenzzone geprüft, ob es sich um einen aktiven Konkurrenten handelt. Ein aktiver Konkurrent ist ein Nachbar des Bezugsbaumes innerhalb eines definierten *Konkurrenz-Eliminierungssektors*, der zwei Bedingungen erfüllen muss: a) er muss eine Mindestgröße aufweisen und b) ein direkter Nachbar sein.

Für jeden Bezugsbaum wird die Konkurrenzzone (CZ) als Kreis mit einem vorgegebenen Konkurrenzradien-Radius (CZR) festgelegt, der wie folgt berechnet wird

$$CZR = k \cdot \sqrt{\frac{10000}{N}} \quad 3-20$$

wobei k = eine Konstante, N = Stammzahl pro ha.

Zunächst gelten alle Bäume, die sich innerhalb der Konkurrenzzone befinden, als potentielle Konkurrenten des Bezugsbaumes. Wenn vom Bezugsbaum aus gesehen mehrere potentielle Konkurrenten *hintereinander* stehen, wird nur der direkte Nachbar als Konkurrent eingestuft. Ein potentieller Konkurrent, der sich im *Konkurrenz-Eliminierungssektor* (mit *Konkurrenz-Eliminierungswinkel* α) hinter einem direkten Nachbarn befindet, wird als passiver Konkurrent bezeichnet. Dieses ein-fache Prinzip wird mit Hilfe eines hypothetischen Beispiels in Abb. 3-6 dargestellt. Im ersten Iterationsschritt wird für den Bezugsbaum im Zentrum der Konkurrenzzone CZ mit dem Konkurrenzradienradius CZR der nächste Nachbar (Baum 1) bestimmt. Der schattierte Konkurrenz-Eliminierungssektor des ersten Konkurrenten (CE_{S_1}) ist durch den Konkurrenz-Eliminierungs-Winkel (CEA) definiert⁷. Der im „Schatten“ von Baum 1 befindliche Baum 3 ist kein aktiver Konkurrent.

⁷ In einer Untersuchung des Durchmesserwachstums der Baumart *Pinus densiflora* verwendeten Lee u. Gadow (1997) die Parameter $k=3$ und $CEA=30^\circ$.



Tafel 3-1: 27-jähriger *Eucalyptus grandis* Bestand, Südafrika

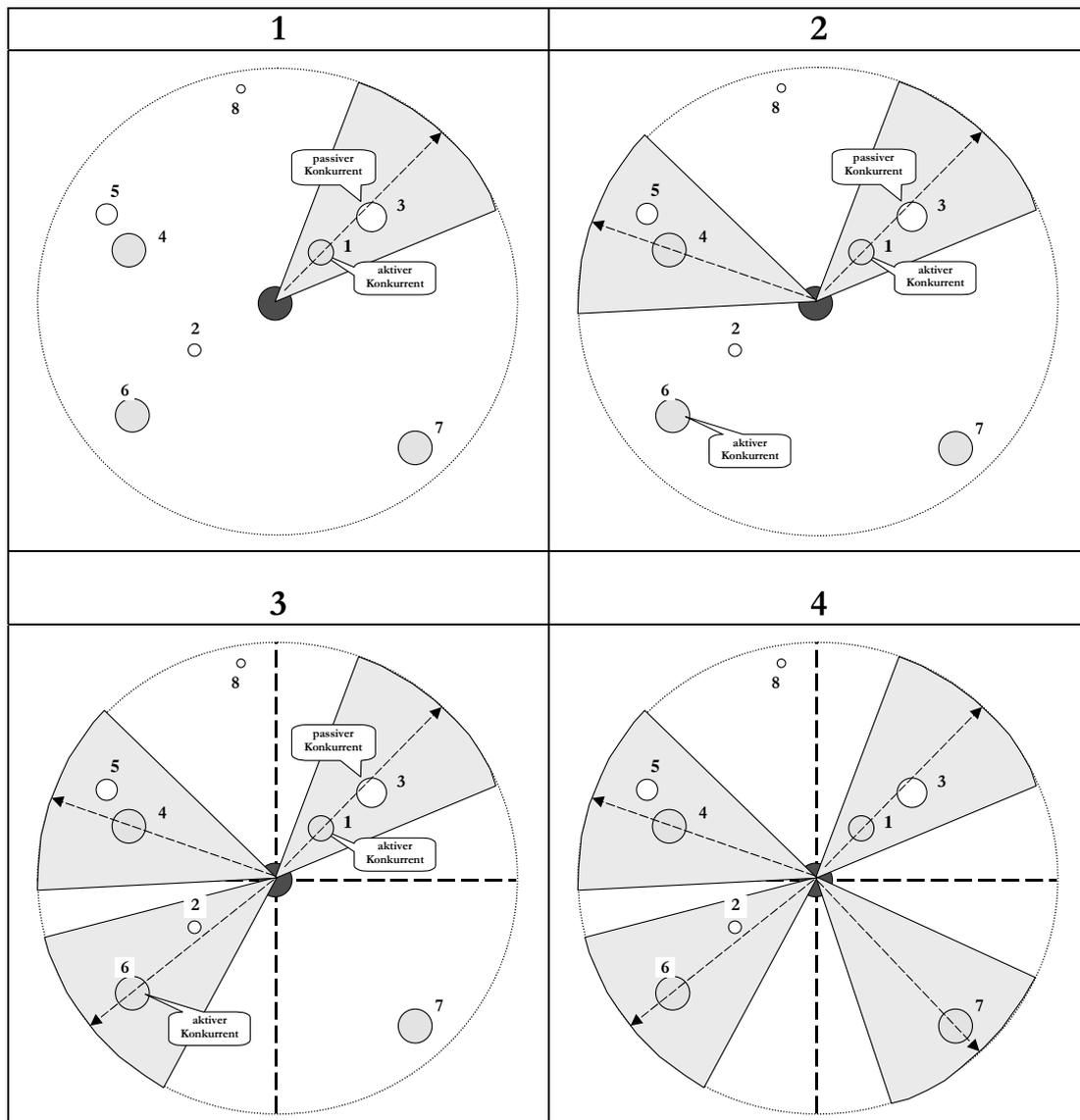


Abbildung 3-6. Darstellung der vier Iterationsschritte zur Ermittlung des „iterativen Hegyi-Index“.

Der zweitnächste Nachbar des Bezugsbaumes (Baum 2 in Abb. 3-6) ist mit einem $BHD < 0.2$ (BHD_i) sehr klein und daher ebenfalls kein Konkurrent. Der nächste aktive Konkurrent ist Baum 4 im CES_2 ; der hinter Baum 4 befindliche Baum 5 ist wiederum kein aktiver Konkurrent. Im dritten Iterationsschritt ist Baum 6 ein aktiver Konkurrent. Der vierte aktive Konkurrent (Baum 7) befindet sich im CES_4 . Baum 8 ist zu klein. Im vorliegenden Beispiel werden also die Bäume 1, 4, 6 und 7 als aktive Konkurrenten des Bezugsbaumes ermittelt und in der Berechnung des HEGYI-Index (Gl. 3-19) berücksichtigt.

Offensichtlich nimmt die Anzahl der aktiven Konkurrenten mit zunehmendem Konkurrenz-Eliminierungswinkel (CEA) ab. Bei geringem CEA ist der Einfluss unterschiedlicher Konkurrenz-zonen-Radien auf die Anzahl der aktiven Konkurrenten, - und damit auf den Wert des HEGYI-Index, - groß. Entscheidend ist auch die Wahl des Parameters k in Gl. 3-20. Bei $k = 1$ zum Beispiel ist der CZR gleich dem

mittleren Baumabstand und somit gibt es keine Konkurrenz. Bei der Bestimmung der Konkurrenzabstände muss also der CZR mindestens so groß sein wie der mittlere Baumabstand.

Verfügbarer Wuchsraum

Als potentiell verfügbarer Wuchsraum wird der auf die horizontale Ebene projizierte Standortraum eines Baumes bezeichnet, unter Berücksichtigung der Nachbarbäume (die *Area Potentially Available* - APA nach Brown, 1965). Alle Standflächen eines Bestandes zusammen ergeben eine sog. *Dirichlet Tessellation* bzw. ein *Voronoi-Diagramm*, benannt nach den Wissenschaftlern, die sich mit der Aufteilung von Standflächen nach bestimmten geometrischen Mustern befassen.

Der potentiell verfügbare Wuchsraum eines Baumes wird auch als *topologische Standfläche* bezeichnet, die sich durch das Errichten der Senkrechten in der Halbierungsebene der Abstände zu den Nachbarbäumen ergibt (Brown, 1965; Jack, 1967, Stöhr, 1963; Klier, 1969; Hessenmöller, 2001). Zur Standfläche gehören alle Punkte der Bestandesfläche, die einem Baumstandpunkt näher sind als den Standpunkten aller anderen Bäume des Bestandes. Die Standflächengrenze ist durch einen konvexen Polygonzug definiert. Die Bestandesfläche wird lückenlos aufgeteilt. Wachstumsgrößen der Bäume werden nicht berücksichtigt (Abb. 3-7).

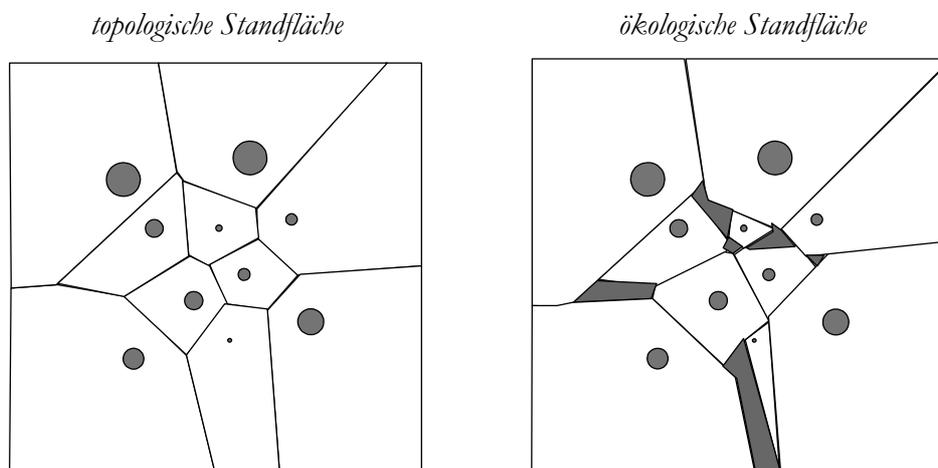


Abbildung 3-7. Beispielhafte Darstellung der topologischen und ökologischen Standfläche von 10 Bäumen unterschiedlicher Dimension (Hessenmöller 2002).

Durch eine Gewichtung der Abstände zwischen den Nachbarn mit Hilfe ausgewählter Wachstumsgrößen der Bäume oder deren Funktionen (beispielsweise der Durchmesser oder Kronenvolumen) und der anschließenden Errichtung der Abstandssenkrechten entsteht ein ökologisches Polygonmodell (Stöhr, 1963; Klier, 1969). Die Standflächengrenze ist ebenfalls ein konvexes Polygon, aber die Bestandesfläche wird nicht mehr lückenlos aufgeteilt.

Die Verwendung von Standflächen erfolgte im Bereich der Forstwissenschaften und Ökologie auf vielfältige Weise. Matèrn (1986, S. 39 ff.) und Pilou (1977, S. 181 ff.) zeigen beispielhafte Anwendungen für ökologische Fragestellungen. Matsumura (1988), Römisch (1995) und Hessenmöller (2002) verwenden Standflächenmodelle zur Zuwachsschätzung, während Staupendahl (1997) das Prinzip der Dirichlet'schen Tessellation im Rahmen einer Verjüngungsinventur zur flächenbezogenen Erfassung von Baumarten- und Höhenstufenanteilen berücksichtigt.

Weitere Beispiele zur Bestimmung der Punktdichte

Das Wachstum der Bäume wird entscheidend durch den zur Verfügung stehenden Wuchsraum geprägt und die waldwachstumskundliche Literatur enthält daher eine fast unübersehbare Fülle unterschiedlicher Methoden zur Beschreibung der Punktdichte. Kraft (1884) verwendete bereits eine sog. *Wachsraumzahl*, die das Verhältnis des Kronenschirmflächendurchmessers eines Baumes zu dessen Brusthöhendurchmesser angibt. Beide Variablen sind in gleichen Einheiten gemessen. In seiner Untersuchung zum Wachstum der Waldkirsche konnte Spiecker (1994) eine lineare Beziehung zwischen der Wachsraumzahl und dem Durchmesserwachstum einzelner Kirschen nachweisen (Abb. 3-8). Die Wachsraumzahl kann für einzelne Bäume im Gelände, u. U. auch mit Hilfe einer Stichprobe für die gesamte Durchmesser- verteilung, geschätzt werden und ist daher ein praktikables Maß, um das Wuchspotential eines Baumes zu beurteilen.

Das Wachstum der Bäume wird entscheidend durch die waldbauliche Behandlung gesteuert. Beispielhaft zeigt Spiecker (1994) die großen Unterschiede in den Durchmesserentwicklungen von drei im Mittelwald (A, B, C) und drei im Schlaghochwald (a, b, c) erwachsenen Waldkirschen. Die entsprechenden Alter und Brusthöhendurchmesser der sechs Bäume sind:

	Mittelwald			Schlaghochwald		
	A	B	C	a	b	c
<i>Alter (Jahre)</i>	40	72	88	29	46	60
<i>BHD (cm)</i>	36	57	83	15	21	32

Die Durchmesserentwicklung der Bäume in Abb. 3-8 ist im gleichen Maßstab durch Kreise im Abstand von 10 Jahren dargestellt. Im Hochwald befinden sich die Kirschen nach den Untersuchungen von Spiecker (1994) häufig im Zwischenstand während die Mittelwaldkirschen häufig frei erwachsen sind.

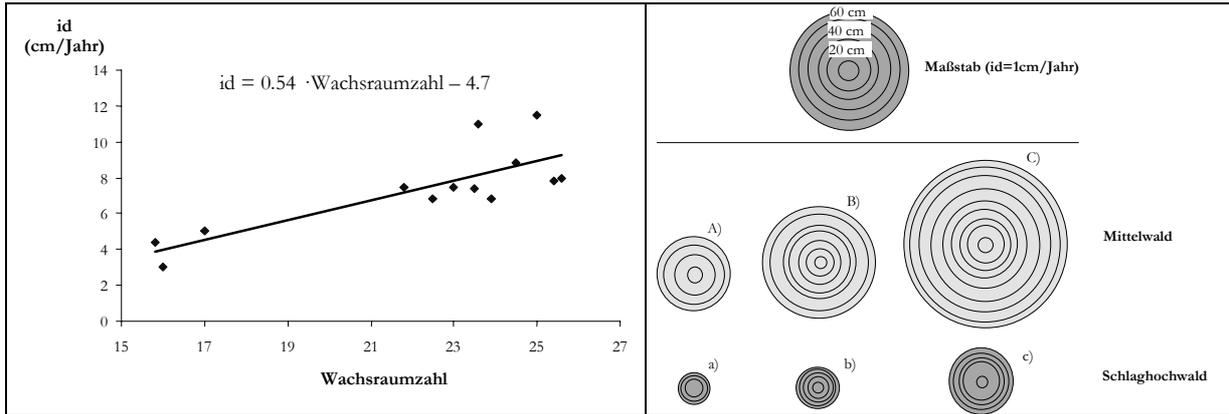


Abbildung 3-8. Beziehung zwischen BHD-Zuwachs und Wachsraumzahl von Waldkirschen nach Spiecker (1994; links) und grafische Darstellung des Durchmesserwachstums von sechs Waldkirschen im lockeren und gedrängten Stand (rechts) im Vergleich zum Maßstab mit Bhd-Zuwachs von 10mm/Jahr.

Stellvertretend für die inzwischen zahlreichen Methoden zur Beschreibung der Punktdichte sind vier Beispiele in Abb. 3-9 aufgeführt.

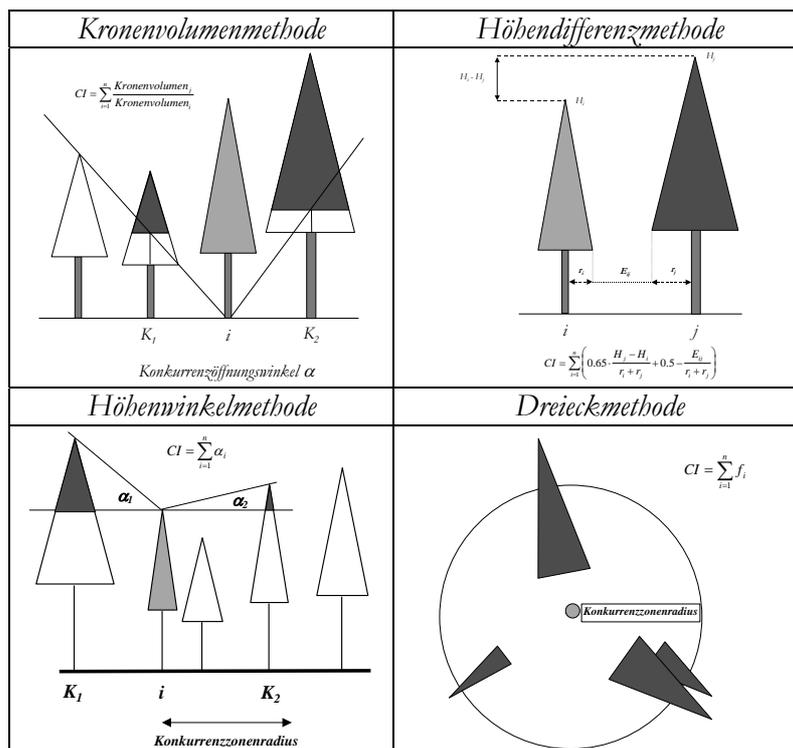


Abbildung 3-9. Vier Methoden zur Berechnung der Punktdichte: die Kronenvolumenmethode nach Biging u. Dobbertin (1992), die Höhenwinkelmethode nach Rautiainen (1999), die Höhendifferenzmethode nach Schütz (1989) und die Dreieckmethode nach Ekö u. Ågestam (1994).

Biging u. Dobbertin (1992) schätzen die Summe der Kronenvolumen⁸ von Konkurrenten oberhalb des Schnittpunktes der Konkurrenzöffnungswinkel-Linie mit der Baumachse. Der Konkurrenzöffnungswinkel beträgt zwischen 50° und 60° und der Konkurrenzindex entspricht dem Verhältniss der berücksichtigten Kronenvo-

⁸ Berechnet als Volumen eines Kegels: $V = h \cdot \pi \cdot r^2 / 3$

lumen der Nachbarn zum Kronenvolumen des Bezugsbaumes. Schütz (1989) ermittelt die Konkurrenz unter Berücksichtigung der Höhenunterschiede, Kronenbreiten und Abstände zwischen dem Bezugsbaum und dessen Nachbarn. Ein Nachbar wird als Konkurrent eingestuft, wenn⁹

$$E_{ij} \leq 0.5 \cdot (r_i + r_j) + 0.65 \cdot (H_j - H_i)$$

Der Konkurrenzindex nach Rautiainen (1999) ist gleich der Summe der von der Spitze des Bezugsbaumes gemessenen Höhenwinkel innerhalb eines vorgegebenen Konkurrenzradius. Ekö u. Ågestam (1994) definieren ebenfalls einen festen Konkurrenzradius. Innerhalb des Konkurrenzkreises werden die Konkurrenzbaume durch gleichschenklige Dreiecke dargestellt, deren Höhe und Basis durch die Baumdimension bestimmt werden. Der Konkurrenzindex ist gleich der Summe der Dreiecksflächen.

In einem dreidimensional-räumlichen Modell berücksichtigt Pretzsch (1992) die seitliche Einengung und Überschattung eines Baumes durch dessen Konkurrenten. In einem gerasterten Suchraum, der durch einen Suchkegels festgelegt ist, wird die Beschattung mit Hilfe einer Trefferabfrage erfasst. Auf der Basis dieser Trefferabfrage kann für beliebige Koordinaten im Bestand ein Beschattungsindex berechnet werden.

Erweiterte Beschattungsmodelle mit räumlicher Simulation der Lichtkonkurrenz spielen inzwischen eine gewisse Rolle bei der Bestimmung der Konkurrenzsituation von Einzelbäumen. Nach Courbaud (1995; s. auch Biber, 1996) zum Beispiel kann die Strahlungsmenge durch Diskretisierung der direkten und diffusen Himmelsstrahlung für einen beliebigen Punkt im Bestand bestimmt werden (Abb. 3-10, links).

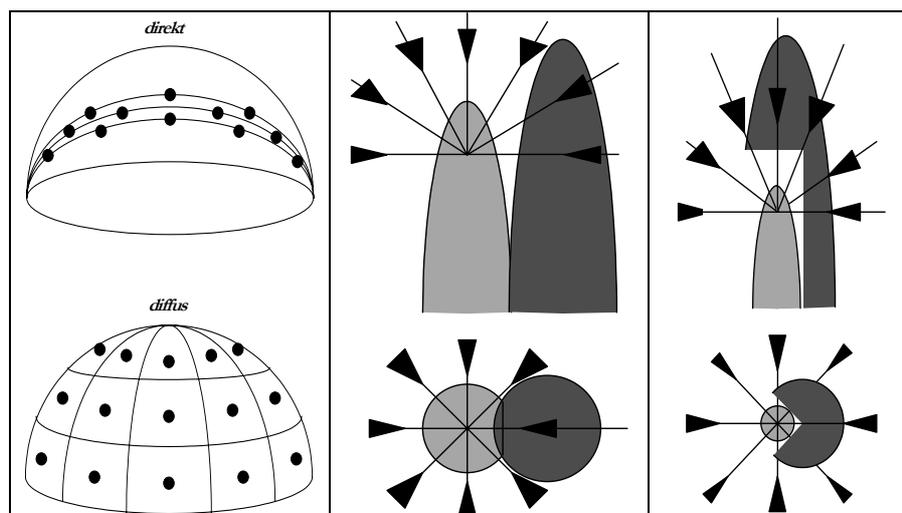


Abbildung 3-10. Diskretisierung der direkten und diffusen Himmelsstrahlung. Die Lichtkonkurrenz ergibt sich durch die seitliche Bedrängung und Überschattung. Ermittlung der Konkurrenz durch Diskretisierung der Himmelsstrahlung nach Courbaud (1995).

⁹ Zur Anwendung des Konkurrenzindex nach Schütz s. auch Ung et al. (1997).

Die Lichtkonkurrenz ist das Resultat der seitliche Bedrängung und Überschattung durch benachbarte Bäume (Abb. 3-10, rechts). Die Strahlungsmenge L_i für den Punkt i im Bestand ergibt sich einfach durch die Summe der Strahlungsmengen l_{ij} der diskreten Himmelskörperflächen aus der Richtung j :

$$L_i = \sum_{j=1}^n \ell_{ij} \quad 3-21$$

Der Ansatz ist intuitiv einleuchtend, basiert aber auf zahlreichen vereinfachenden Annahmen (Unterschiede in der Kronenstruktur und Belaubung; tägliche Änderungen der Strahlungsverhältnisse), sodass häufig, nach einer Exkursion ins Detail, die Rückkehr zu einfacheren, gröberen Schätzmethoden lohnender erscheint (Gadow, 1996). Die realen Konkurrenzbedingungen im Umfeld eines Baumes sind durch Bedingungen bestimmt, die nicht erfasst werden, zum Beispiel durch spezifische Bedingungen im Wurzel- und Kronenraum. Daher haben sich für die Einschätzung der realen Konkurrenz die einfacheren Konkurrenzindizes bewährt. Der BAL-Index ist besonders auf kleinen Flächen besonders wirkungsvoll, da nicht nur die soziale Stellung des Baumes, sondern gleichzeitig auch die Populationsdichte berücksichtigt wird.

Kapitel 4

Waldstruktur und Diversität

Neben der Dichte gehören die Struktur und Diversität zu den charakteristischen Merkmalen der Waldbestände. Diversität ist ein Begriff, der unterschiedliche Interpretationen zulässt. Im Allgemeinen wird der Begriff als Synonym für Artenvielfalt verwendet. Die Waldstruktur gibt Auskunft über die Verteilung der Baumeigenschaften im Gelände, insbesondere über die Verteilung der Baumarten und Baumdimensionen. Dementsprechend sind die Hilfsmittel zur Beschreibung der Waldstruktur Häufigkeitsverteilungen der Baumattribute. Zur Beschreibung der Raumstruktur dienen räumliche Beziehungen zwischen den Eigenschaften der Bäume. Die Raumstruktur wird nicht nur bestimmt durch die, mehr oder weniger regelmäßige, Verteilung der Baumstandpunkte im Gelände, sondern vor allem durch das räumliche Nebeneinander der Baumarten und Baumdimensionen.

Artenvielfalt

Eine direkte Folge der großräumigen Waldzerstörung seit der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts ist ein ungewöhnlich hoher Artenschwund. Viele Tier- und Pflanzenarten starben aus oder sind vom Aussterben bedroht. Diese bedrohliche Situation führte zu einer verstärkten Aktivität im Bereich der Diversitätsforschung. Zu den Ergebnissen der Diversitätsforschung gehören Erkenntnisse über die Beziehung zwischen der Größe der Aufnahmeflächen und der Artenzahl und über die Beziehung zwischen den unterschiedlichen natürlichen Sukzessionsstadien und der Artenzahl in bestimmten Waldökosystemen.

Die Zahl der Baumarten steigt erwartungsgemäß mit zunehmender Flächengröße. Abb. 4-1 zeigt beispielhaft die empirische Beziehung zwischen der Größe der Aufnahme­fläche und der Anzahl der Baum- und Straucharten in Panama (links; nach Hubbell, 2001). Die Artenzahl steigt zwischen 100m² und etwa 50 ha beträchtlich an. Dagegen ist ein weiterer Anstieg im Bereich 50 ha bis etwa 1500 ha weniger dramatisch. Größere Einheiten wie die Kanalregion oder die gesamte Landfläche von Panama liefern dagegen wieder einen erheblichen Zuwachs an einheimischen Baum- und Straucharten.

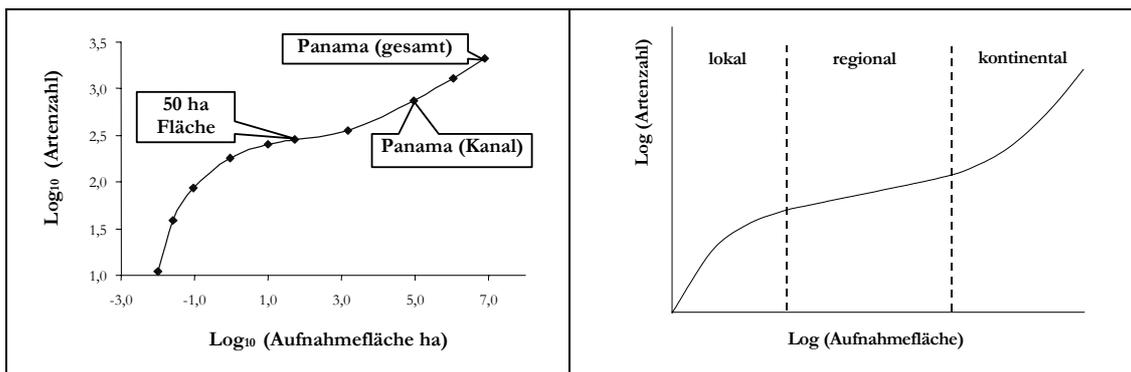


Abbildung 4-1. Empirische Beziehung zwischen der Größe der Aufnahme­fläche und der Anzahl der Baum- und Straucharten in Panama (links) und daraus abgeleitetes allgemeingültiges Modell (rechts, nach Hubbell, 2001, S. 161 u. S. 199).

Daneben ist die theoretische „Drei-Phasen-Kurve“ der Artenvielfalt nach Hubbell (2001) dargestellt. Auf lokaler Ebene nimmt die Artenzahl mit zunehmender Größe der Aufnahme­fläche stark zu. Auf regionaler Ebene, wird die kumulative Artenhäufigkeit weniger durch die relative Artenhäufigkeit beeinflusst und mehr durch das Gleichgewicht zwischen Artenbildung, räumlicher Verteilung und Aussterben der Arten. Die kontinentale und interkontinentale biogeographische Dimension bringt räumlich getrennte evolutionäre Entwicklungen hervor, in deren Folge wieder eine hohe Artenzunahme mit zunehmender Flächengröße beobachtet werden kann. Die in der Abb. 4-1 rechts dargestellte „Arten-Flächenkurve“ weist nach Hubbell (2001, S. 158) für Aufnahme­flächen zwischen 0,5 ha und dem interkontinentalen Bereich eine ähnliche Form für die Avifauna der Welt auf.

Auf lokaler Ebene wird die Biodiversität der Wälder nicht nur durch die Größe der Aufnahme­flächen, sondern offensichtlich auch durch das forstliche Management beeinflusst. Die Auswirkungen der Baumartenwahl, des Durchforstungszyklus und der Produktionsdauer auf den Artenreichtum werden häufig auf unbehandelten Flächen untersucht. Abb. 4-2 zeigt die Beziehung zwischen den unterschiedlichen natürlichen Sukzessionsstadien und der Artenzahl in einem Buchenwaldökosystem nach Jenssen u. Hofmann (2002).

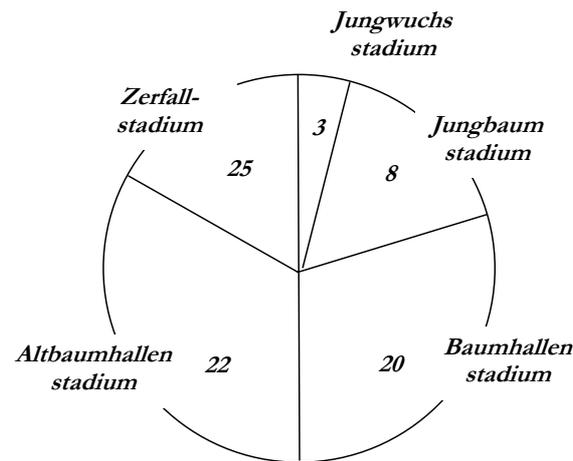


Abbildung 4-2. Durchschnittliche Pflanzenartenzahl auf 400 m² für unterschiedliche Buchenwald-Sukzessionsstadien (nach Jenssen u. Hofmann, 2002).

Die mittlere Zahl der Pflanzenarten zeigte in dieser Untersuchung bei konstanter Größe der Aufnahme­fläche vom dichten Jungwuchsstadium zum Baumhallenstadium eine besonders hohe Zunahme. Die höchste Artenzahl wurde im Zerfallstadium beobachtet, wo der kleinräumige Wechsel von Licht und Beschattung vielfältige Wachstumsbedingungen schafft.

Eine außergewöhnliche und bemerkenswerte Darstellung der Diversität in Waldökosystemen zeigt die Beziehung zwischen dem Rang der Artenhäufigkeit und der Relativen Artenhäufigkeit nach Hubbell (2001, Abb. 4-3). Ein hoher Rang einer Art bedeutet eine hohe relative Häufigkeit bzw. Dominanz. Die Formen der Dominanz-Diversitätsbeziehungen sind ähnlich. Das erste Beispiel in Abb. 4-3 zeigt die Beziehung für einen borealen Wald mit weniger als 10 Baumarten; dort sind die ranghöchsten Arten mit besonders hoher Dominanz vertreten. In einem Laubwald der gemäßigten Zone in den Great Smokey Mountains Nationalpark sind auf einer 1-ha Versuchsfläche insgesamt 40 Baumarten vertreten. Die Varianz der Artenhäufigkeit ist in dieser Fläche geringer als im borealen Wald. Die geringste Streuung der Artenhäufigkeit zeigt die Aufnahme einer 4 ha großen Fläche in einem immergrünen Tropenwald in der Nähe von Belém in Brasilien. Auf dieser Fläche wurden etwa 200 Baumarten identifiziert.

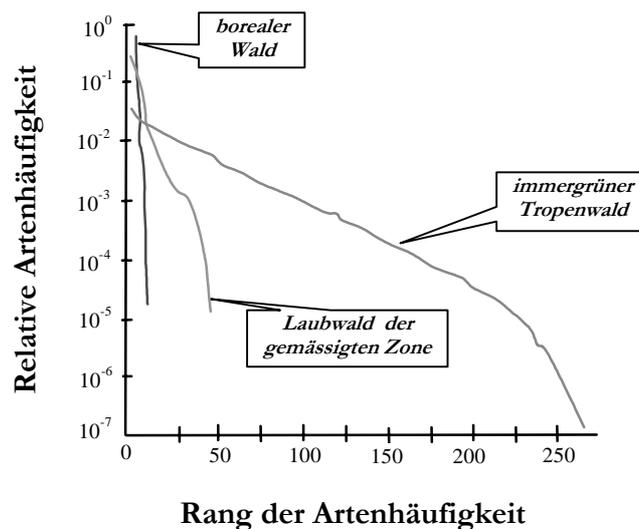


Abbildung 4-3. Etwas vereinfachte Darstellung der Dominanz-Diversitätsbeziehungen für drei Waldökosysteme nach Hubbell (2001, S. 116).

Mit abnehmendem Artenreichtum werden die häufigen Arten besonders dominant. Dadurch steigt die Streuung der relativen Artenhäufigkeit in Wäldern mit geringerer Artenzahl. Bemerkenswert ist die Tatsache, dass die in Abb. 4-3 dargestellten Beziehungen eine ähnliche Form aufweisen. Die „S-förmige“ Beziehung ist nach Hubbell (2001) unabhängig von der Flächengröße und lässt sich möglicherweise durch ein Modell beschreiben, dessen Parameter durch die Artenzahl bestimmt werden.

Unimodale Durchmesserverteilungen

Die Diversität eines Waldes wird nicht nur durch die dort vorkommenden Arten, sondern auch durch die Verteilung der Baumdimensionen bestimmt. Zu den wichtigen Dimensionsvariablen für die Forstpraxis zählen der Brusthöhendurchmesser (BHD) und die Baumhöhe (H). Die Häufigkeitsverteilungen dieser Variablen soll am Beispiel einer 116-jährigen Fichtenprobefläche aus dem Solling erläutert werden. Die Probefläche von 0.16 ha ist mit 41 Bäumen bestockt, die die folgenden BHD-Werte aufweisen (Tab. 4-1).

<i>BHD cm</i>
41, 41, 38, 53, 44, 42, 50, 43, 40, 44, 40, 33, 39, 32, 49, 47, 38, 40, 37, 34, 47, 37, 41, 38, 38, 43, 40, 42, 34, 39, 41, 44, 41, 45, 43, 36, 36, 46, 46, 34, 50

Tabelle 4-1. Liste der Brusthöhendurchmesser [cm] einer mit 116-jährigen Fichten bestockten Probefläche im Solling.

Die Durchmesser eines Bestandes werden üblicherweise in einer Häufigkeitsverteilung angeordnet. Zu diesem Zweck werden diskrete Durchmesserklassen gebildet

und die jeweiligen Häufigkeiten für die Klassenmitten aufgetragen. Die BHD-Klasse mit Klassenmitte X schließt alle BHD-Werte ein, die größer als der untere Grenzwert X_u und kleiner gleich dem oberen Grenzwert X_o sind ($X_u < X \leq X_o$). Für die BHD-Klasse 40 gilt beispielsweise: $X = 40$, $X_u = 39$ und $X_o = 41$ (Tab. 4-2).

BHD	32	34	36	38	40	42	44	46	48	50	52	54
n	1	4	2	6	6	7	6	4	2	2	0	1

Tabelle 4-2. Verteilung der Brusthöhendurchmesser aus Tabelle 4-1 auf Durchmesserklassen zu 2 cm.

Je nach der beabsichtigten Verwendung der Daten werden die absoluten oder die relativen Häufigkeiten gebildet. Die relativen Häufigkeiten lassen sich auch als Wahrscheinlichkeiten interpretieren, mit der ein Baum eines Bestandes mit einer bestimmten Durchmesserverteilung einer bestimmten Durchmesserstufe zuzuordnen ist. Zu diesem Zweck wird die empirische, diskrete Häufigkeitsverteilung in Form einer stetigen Verteilung ausgedrückt. Eine häufig verwendete Modell ist die *Weibull*-Funktion (Abb. 4-4).

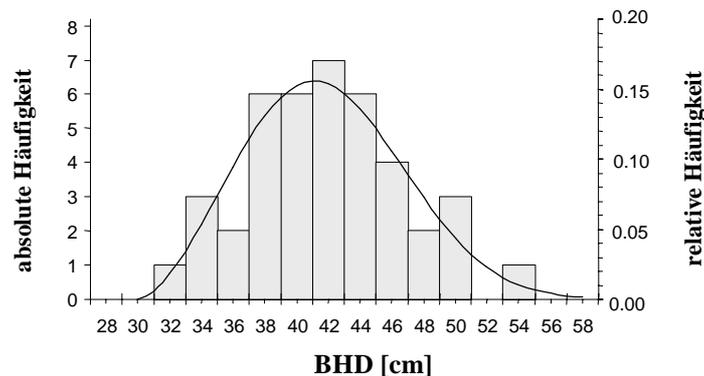


Abbildung 4-4. Verteilung der absoluten und relativen, diskreten Durchmesserhäufigkeiten über 2 cm-Durchmesserstufen, dargestellt in Form eines Histogramms und ausgeglichen mit der stetigen Weibull-Funktion.

Mit Hilfe der Weibull-Funktion ist es nicht möglich, die Wahrscheinlichkeit zu berechnen, mit der eine stetige Variable (z.B. der BHD) einen *bestimmten* Wert annimmt. Vielmehr ermittelt man die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Wert über- oder unterschritten wird, bzw. dieser in einem bestimmten Intervall (z.B. der BHD-Klasse) liegt. Die *Flächenanteile* unter der Kurve werden also als Wahrscheinlichkeiten gedeutet, wie ja auch im Histogramm nicht die Höhe, sondern die *Fläche* der Säulen proportional zur relativen Häufigkeit und damit Wahrscheinlichkeit ist. Derartige, stetige Funktionen nennt man Dichtefunktionen.

Da die Dichtefunktion der Weibullverteilung - auch wegen der relativ komplizierten Funktionsgleichung - nicht gut zu handhaben ist, werden die einzelnen

Häufigkeiten über alle Klassen aufsummiert, so dass man aus den Summenhäufigkeiten die kumulierte Häufigkeitsverteilung erhält. Diese ist durch das Integral der Weibull-Dichtefunktion bestimmt (Gl. 4-1).

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x D(X) dX = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad 4-1$$

mit

X = zufällig ausgewählter BHD,

x = BHD, für den die Wahrscheinlichkeit berechnet werden soll, dass X kleiner gleich x ist

$D(X)$ = Dichtefunktion der weibullverteilten Zufallsvariablen X ,

$F(x) = P(X \leq x)$ = Summenhäufigkeitsfunktion der weibullverteilten Zufallsvariablen X ,

= Wahrscheinlichkeit, dass ein zufällig ausgewählter BHD X kleiner gleich x ist,

a = *Lageparameter* der Weibull-Funktion,

b = *Maßstabsparameter* der Weibull-Funktion,

c = *Formparameter* der Weibull-Funktion.

Im vorliegenden Beispiel erhält man die Parameterwerte $a=30$; $b=13.4$; $c=2.6$.

Beispiel: Die relative Weibull-Stammzahlhäufigkeit in der BHD-Stufe 44 [$P(43 \leq \text{BHD} \leq 45)$] mit unterem und oberem Grenzdurchmesser 43 bzw. 45 ergibt sich durch einfache Subtraktion: $P(\text{BHD} \leq 45) - P(\text{BHD} \leq 43) = 0.74 - 0.6 = 0.14$. Multipliziert mit der Stammzahl des Bestandes erhält man die absolute Weibull-Stammzahlhäufigkeit: $41 \cdot 0.14 = 5.74$, also ungefähr 6 Bäume.

Die allgemeine Formel zur Berechnung der Weibull-Häufigkeit in einer Durchmesserstufe lautet:

$$P(X_u < X \leq X_o) = F(X_o) - F(X_u) = e^{-\left(\frac{X_u - a}{b}\right)^c} - e^{-\left(\frac{X_o - a}{b}\right)^c} \quad 4-2$$

Die Bezeichnung u bzw. o bezieht sich auf die untere bzw. obere Grenze der BHD-Stufe.

Durch Invertieren der Weibullfunktion erhält man eine praktische Form, mit deren Hilfe unterschiedliche Durchmesserstrukturen simuliert werden können:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c}$$

$$x = a + b \cdot \left[-\ln(1 - F(x)) \right]^{\frac{1}{c}} = a + b \cdot \left[-\ln(P(X > x)) \right]^{\frac{1}{c}} \quad 4-3$$

wobei $P(X > x) = 1 - F(x)$ die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, dass ein zufällig ausgewählter BHD

X größer ist als x (eine gleichverteilte Zufallszahl im Bereich $[0, 1]$) und a, b, c = Parameter der Weibull-Funktion.

Die Frage, die mit Hilfe der invertierten Weibull-Funktion beantwortet werden kann, lautet also: Wie groß ist der BHD des Baumes, bei dem die Wahrscheinlich-

keit, dass ein zufällig ausgewählter Baum dicker ist, z.B. 50% beträgt, bzw. wie groß ist der BHD des Baumes, für den gilt, dass die Hälfte aller Bäume des Bestandes einen größeren BHD hat? Für den in Abb. 4-4 dargestellten Bestand wäre die Antwort: $x = 30 + 13.4 \cdot [-\ln(0.5)]^{\frac{1}{2.6}} = 41.6$ cm. Eine Durchmesserverteilung wird dadurch generiert, dass man für $P(X \geq x)$ beliebig viele Zufallszahlen zwischen 0 und 1 erzeugt und mit Hilfe der Gleichung (4-3) die entsprechenden BHD's berechnet. Die Weibullverteilung kann der Normalverteilung sehr ähnlich sein, aber auch rechts- oder linkssteile Verteilungen abbilden.

Multimodale Durchmesserverteilungen

Außer den genannten Durchmesserverteilungen gibt es aber eine Vielzahl anderer - je nach Bestandsstruktur und betrachteter Zufallsvariable. Einige Beispiele sind in Abb. 4-5 aufgeführt.

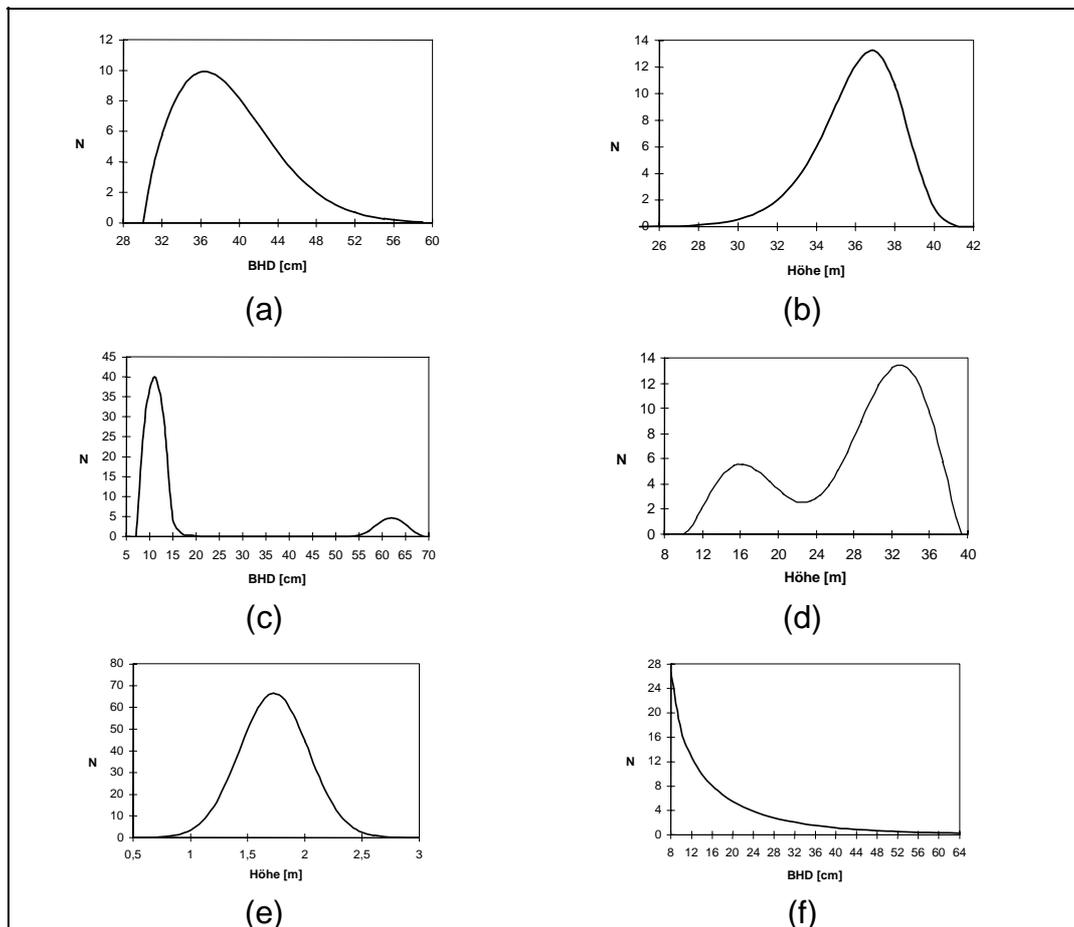


Abbildung 4-5. Typische Häufigkeitsverteilung (a) der BHD im gleichaltrigen Reinbestand (linkssteil), (b) der Baumhöhen im gleichaltrigen Reinbestand (rechtssteil), (c) der BHD im Überhaltbetrieb und (d) der Baumhöhen im zweischichtigen Mischbestand (zweigipflig), (e) der Pflanzenhöhen im jungen, gleichaltrigen Reinbestand (normalverteilt) und (f) der BHD im Plenterwald (exponentiell).

Die Weibullfunktion kann zur Darstellung zweigipfliger Verteilungen verwendet werden (Puumalainen, 1996; Hessenmöller, 2001). Auch Durchmesserverteilungen in Mischbeständen lassen sich mit Hilfe der Weibullfunktion anschaulich beschreiben (Chung, 1996; Liu et al., 2002; Abb. 4-6).

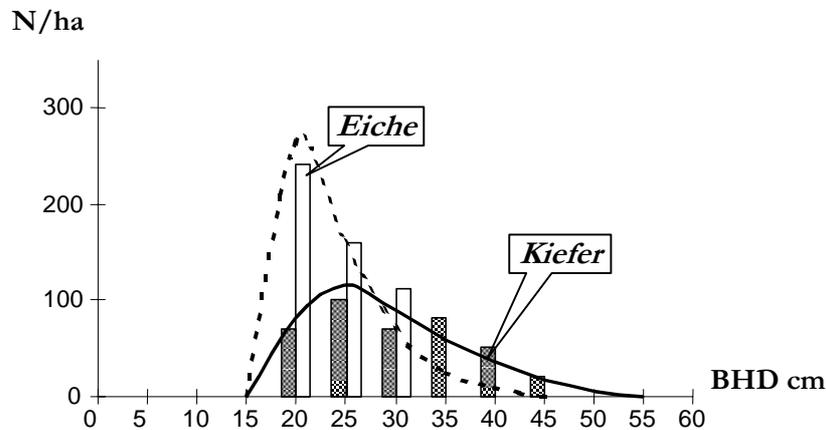


Abbildung 4-6. Durchmesserverteilungen in einem Kiefern-Eichen-Mischbestand nach Chung (1996). Die Weibullparameter sind $a=16.7$; $b=11.8$; $c=1.36$ (Kiefer) und $a=14.7$; $b=6.7$; $c=1.32$ (Eiche).

In gleichaltrigen Reinbeständen können die Parameter unterschiedlicher unimodaler Verteilungsfunktionen mit Hilfe von Bestandesmittelwerten geschätzt werden (Nagel u. Biging, 1995, S. 185 ff.). Eine Besonderheit bilden hochdurchforstete Buchenbestände, in denen die unterständigen Bestandesglieder meist lange überleben. Dadurch entstehen zwei typische Subpopulationen aus Ober- und Unterstand, welche durch unimodale Verteilungsfunktionen häufig nicht ausreichend genau beschrieben werden (Abb. 4-7)¹.

Zur Darstellung solch zweigipfliger Verteilungen eignet sich eine gemischte, bimodale Weibullfunktion. Zu diesem Zweck empfehlen Wenk (1996) und Condés (1997) eine getrennte Berechnung der Funktionsparameter für unterschiedliche Baumschichten.

¹ In Buchenurwäldern finden sich, in Abhängigkeit vom Sukzessionsstadium, vielfältige Strukturen (Korpel, 1992; Košir, 1966).

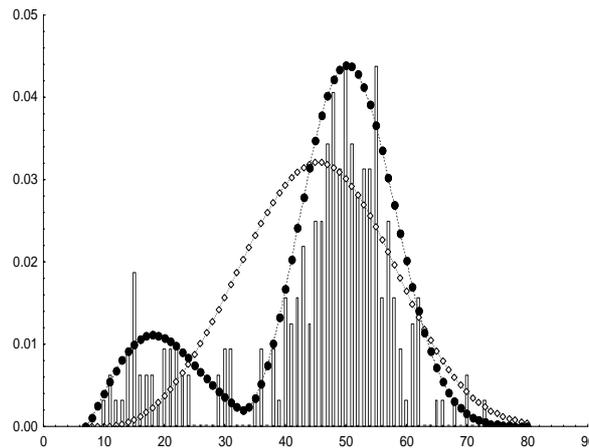


Abbildung 4-7. Durchmesserverteilung eines 137-jährigen hochdurchforsteten Buchenbestandes mit 230 Bäumen/ha, nach Hessenmöller u. Gadow (2001). Die Schwächen der Anpassung der unimodale Weibullfunktion (Rauten) im Vergleich mit der bimodalen Funktion (Punkte) sind erkennbar.

Die in Buchenbeständen typische bimodale Verteilung ergibt sich aus:

$$f(x) = g \cdot f_u(x) + (1 - g) \cdot f_o(x) \tag{4-4}$$

dabei beschreiben $f_u(x)$ und $f_o(x)$ jeweils die Funktionen für den Unterstand und den Oberstand und g den Verknüpfungparameter der Funktionen. Die Dichte der bimodalen Weibullfunktion lautet:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x \leq a_u \\ g \cdot \left[\frac{c_u}{b_u} \cdot \left(\frac{x-a_u}{b_u} \right)^{c_u-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a_u}{b_u} \right)^{c_u}} \right] & \text{für } a_u < x \leq a_o \\ g \cdot \left[\frac{c_u}{b_u} \cdot \left(\frac{x-a_u}{b_u} \right)^{c_u-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a_u}{b_u} \right)^{c_u}} \right] + (1-g) \cdot \left[\frac{c_o}{b_o} \cdot \left(\frac{x-a_o}{b_o} \right)^{c_o-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a_o}{b_o} \right)^{c_o}} \right] & \text{für } a_o < x \end{cases} \tag{4-5}$$

Um die Güte der Anpassung der geschätzten Weibullfunktion bewerten zu können, wurde der *Genetische Abstand* verwendet. Dieser bezeichnet die Ähnlichkeit der Allelstruktur zweier Kollektive und ist definiert mit:

$$d_{xy} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| \tag{4-6}$$

Dabei ist n die Anzahl der genetischen Typen, x_i und y_i sind die relativen Häufigkeiten des genetischen Types i im jeweiligen Kollektiv. Das Maß d_{xy} gibt demnach den

Anteil der Allele an, welcher ausgetauscht werden müsste, damit beide Kollektive eine identische Genstruktur aufweisen (Gregorius, 1974; Pommerening, 1997). Dieser Ansatz ist problemlos auch auf den Vergleich zweier Durchmesserverteilungen anwendbar (Niggemeyer, 1999):

$$0 \leq d = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |\hat{x}_i - x_i| \leq 1 \quad 4-7$$

\hat{x}_i bzw. x bezeichnen die Klassenhäufigkeiten der Durchmesserstufe i der geschätzten bzw. wahren Werte der Verteilung des jeweiligen Bestandes, n entspricht der Anzahl der Durchmesserklassen. Für $d=1$ haben die Verteilungen keine Gemeinsamkeiten, für $d=0$ sind die Verteilungen identisch.

Das Ziel der Untersuchung von Hessenmöller u. Gadow (2001) war die Schätzung der Parameter der bimodalen Weibullfunktion mit der im Waldbegang der Forsteinrichtung erhobenen Grundfläche, Oberhöhe, sowie dem maximalen und minimalen Durchmesser. Für die Parameterschätzungen standen zahlreiche A-Grad-Flächen (ohne Durchforstung) im Altersbereich von 51 bis 150 Jahren und D-Grad-Flächen (mäßige Hochdurchforstung) im Altersbereich von 56 bis 98 Jahren der *Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt* sowie 30 vollgekluppte Buchenreinbestände aus dem staatlichen Forstamt Paderborn im Altersbereich 59 bis 137 Jahren zur Verfügung. Die Parameterschätzfunktionen wiesen keine systematischen Fehler auf. Erwartungsgemäß werden die bimodalen Funktionen den Verhältnissen eines Buchenaltholzes besser gerecht als eine unimodale Funktion. Allerdings ist die Schätzgenauigkeit abhängig von der Genauigkeit der im Waldbegang erhobenen Eingangsgrößen, besonders von den Stammzahlen im Ober- und Unterstand.

Durchmesser-Höhenverteilungen

Ein weiteres wesentliches Strukturmerkmal eines Bestandes, häufig das Ergebnis unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungen, ist die Verteilung der Baumhöhen. Die Höhenverteilung beschreibt die sog. *Vertikalstruktur* eines Bestandes. Sie lässt sich grundsätzlich ebenso wie die Durchmesserverteilung mit Hilfe einer diskreten Häufigkeitsverteilung oder durch eine stetige Verteilungsfunktion beschreiben. Abb. 4-8 zeigt eine über die Bestandeshöhenkurve abgeleitete Höhenverteilung am Beispiel eines 116-jährigen Fichtenbestandes aus dem Solling.

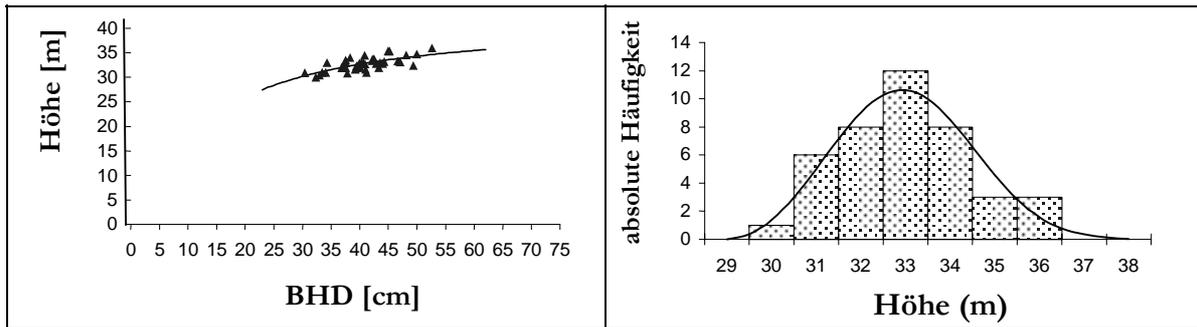


Abbildung 4-8. Bestandeshöhenkurve (links) und Höhenverteilung (rechts) eines 116-jährigen Fichtenbestandes aus dem Solling.

Die Verteilung der Höhen kann indirekt über die Bestandeshöhenkurve ermittelt werden (Gadow, 1987). Diese repräsentiert bekanntlich als Regressionsfunktion den Zusammenhang zwischen BHD und Baumhöhe, wobei unterschiedliche Funktionstypen zur Auswahl stehen. Für nicht allzu stark strukturierte Reinbestände ist häufig eine einfache logarithmische Funktion ausreichend (Gl. 4-8).

$$H = a_0 + a_1 \cdot \ln(\text{BHD}) \quad 4-8$$

Mit a_0, a_1 = Koeffizienten

Durch Invertieren der Höhenregression erhält man aus (4-8): $\text{BHD} = e^{(H-a_0)/a_1}$ und weiter:

$$F(H) = 1 - e^{-\left(\frac{e^{(H-a_0)/a_1} - a}{b}\right)^c} \quad 4-9$$

mit a, b, c = Weibullparameter der Durchmesserverteilung.

Einheitshöhenkurven

Die Messung von Baumhöhen im Gelände ist trotz erheblich verbesserter Messgeräte immer noch sehr aufwendig. Daher werden zur Beschränkung der Höhenmessungen anstelle spezieller Bestandeshöhenkurven sog. Einheitshöhenkurven verwendet (Kramer und Akça, 1995, S. 138 ff.). Eine Einheitshöhenkurve beschreibt eine einheitliche bzw. *generelle* Beziehung zwischen Baumdurchmessern und -höhen. Die allgemeine Beziehung wird durch Bestandesattribute, z.B. durch das Alter oder die Bestandesdichte bestimmt.

Die Entwicklung eines Einheitshöhenmodells beschreiben Hui u. Gadow (1993) beispielhaft für gleichaltrige Reinbestände der Baumart *Cunninghamia lanceolata* in China. Auf der Basis permanenter Versuchsflächendaten entwickelten Temesgen u. Gadow (2003) Einheitshöhenkurven für ungleichaltrige Mischbestände in der Waldregion *Interior British Columbia* in Kanada. Acht Baumarten wurden berücksichtigt: Aspen (*Populus tremuloides* Michx.); Western red cedar (*Thuja plicata* Donn.); Paper birch (*Betula papyrifera* March.); Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco);

Larch (*Larix occidentalis* Nutt.); Lodgepole pine (*Pinus contorta* Dougl.); Ponderosa pine (*Pinus ponderosa* Laws.); Spruce (*Picea engelmannii* Parry * *Picea glauca* (Monenck) Vos). Fünf Modelle zur Schätzung der Baumhöhe als Funktion a) der Baumdurchmesser und b) der Bestandesattribute wurden untersucht. Die Berücksichtigung des BAL index (der gleichzeitig die Bestandesdichte und die relative Position eines Baumes in der Durchmesservertelung berücksichtigt) erhöhte die Schätzgenauigkeit erheblich. Das nachstehende Modell wurde für die Schätzung der Baumhöhen empfohlen:

$$\hat{H} = 1.3 + a \cdot [1 - e^{b \cdot DBH^c}] \quad 4-10$$

mit $a = a_1 + a_2 \times BAL + a_3 \times N + a_4 \times G$ und $c = a_5 + a_6 \times BAL$

BAL = Grundfläche der Grösseren (m²/ha)

G = Grundfläche (m²/ha)

N = Stammzahl/ha

a₁ bis a₇ sind artspezifische Koeffizienten (Tab. 4-3).

Baumart	a				b	c	
	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	b	a ₅	a ₆
<i>Aspen</i>	20.655			0.08724	0.01509	1.399	
<i>Cedar</i>	17.947		-0.0009	0.14087	0.03497	1.304	
<i>Paper birch</i>	20.446		-0.0007	0.13355	0.03576	1.262	
<i>Douglas-fir</i>	32.037	-0.3504	-0.0007	0.18308	0.01797	1.093	0.00802
<i>Larch</i>	41.792				0.01709	1.118	0.00404
<i>Lodgepole pine</i>	20.852	0.3168	-0.0004	0.23962	0.03184	1.087	-0.0014
<i>Ponderosa pine</i>	32.208				0.01738	1.107	
<i>Spruce</i>	17.080	0.0932		0.34276	0.01073	1.462	

Tabelle 4-3. Parameterschätzwerte für Gl. 4-10.

Durch das Einheitshöhenmodell konnte die Genauigkeit der Höhenschätzung für die in ungleichaltrigen Mischbeständen vorkommenden Baumarten erheblich verbessert werden.

Bivariate Häufigkeitsverteilungen

Bei den bisher genannten Verfahren bleibt die Höhenstreuung oft unberücksichtigt. Für viele Fragestellungen ist die Kenntnis der Höhenstreuung jedoch sinnvoll. Dazu gehören u. a. Sortimentsschätzungen, Beschreibungen der Bestandesstruktur in Naturwäldern und die Erzeugung von realistischen Startkonstellationen für Einzelbaumwuchsmodelle. Eine Möglichkeit, um in mehrschichtigen Beständen die Schätzung der Höhenstreuung für gegebene Durchmesser zu verbessern, besteht in der Anpassung einer bivariaten Häufigkeitsverteilung. Zu diesem Zweck untersuchten Schmidt u. Gadow (1999) die Verwendung der S_{BB}-Funktion (Johnson, 1949) als Hilfsmittel zur Schätzung der Bestandeshöhenstreuung. In einem zweistufigen Verfahren wurde zunächst die S_{BB}-Funktion an die bivariate Verteilung der gemessenen BHD-Höhen-Wertepaare angepaßt. In einem zweiten Schritt wurden

für jede Durchmesserklasse - entsprechend der Stammzahl - äquidistant über das Intervall $[0;1]$ verteilte Werte erzeugt. Schließlich wurde jedem BHD eine Höhe zugewiesen, indem diese Äquidistanzwerte mit den kumulativen Häufigkeiten der bedingten Höhenverteilung der bivariaten S_{BB} -Verteilung verglichen wurden. Auf diese Weise konnte die volle Information der BHD-Verteilung genutzt werden, die normalerweise sehr viel mehr Messdaten enthält als die Höhenverteilung.

Ein weiterer Ansatz, um in mehrschichtigen Beständen die Schätzung der Höhenstreuung für einen gegebenen Durchmesser zu verbessern, besteht in der Anpassung einer Mischung zweier bivariate Normalverteilungen (Zucchini et al., 2000). Wenn $f(d,h)$ die bivariate Dichtefunktion der Durchmesser und Höhen bezeichnet, dann lässt sich das vorgeschlagene "Mischmodell" mit folgender Gleichung beschreiben:

$$f(d,h) = \alpha n_1(d,h) + (1-\alpha) n_2(d,h) \quad 4-6$$

α ist ein Parameter im Intervall $[0,1]$ und bestimmt, welche Anteile der Gesamtpopulation jeweils zu den beiden bivariaten Einzelverteilungen $n_1(d,h)$ und $n_2(d,h)$ gehören. Die Anpassung an die bereits von Schmidt und Gadow (1999) verwendeten Daten der Naturwaldzelle Dreyberg ergab ein $\alpha = 0,19$. Der perspektivische Plot (Abb. 4-9) der Dichtefunktion zeigt deutlich, dass offensichtlich zwei Subpopulationen bestehen, wobei die größere Subpopulation (der Ober- und Zwischenstand) ungefähr 80% der Gesamtpopulation enthält und einen weniger steilen Gradienten der Durchmesser-Höhen-Regression aufweist als die kleinere Subpopulation der unterständigen Bäume. Die Überprüfung der Anpassungsgüte ergab eine ungewöhnlich gute Anpassung des Modells an die empirischen Daten. Insbesondere verbesserte sich die Anpassung gegenüber der S_{BB} -Funktion.

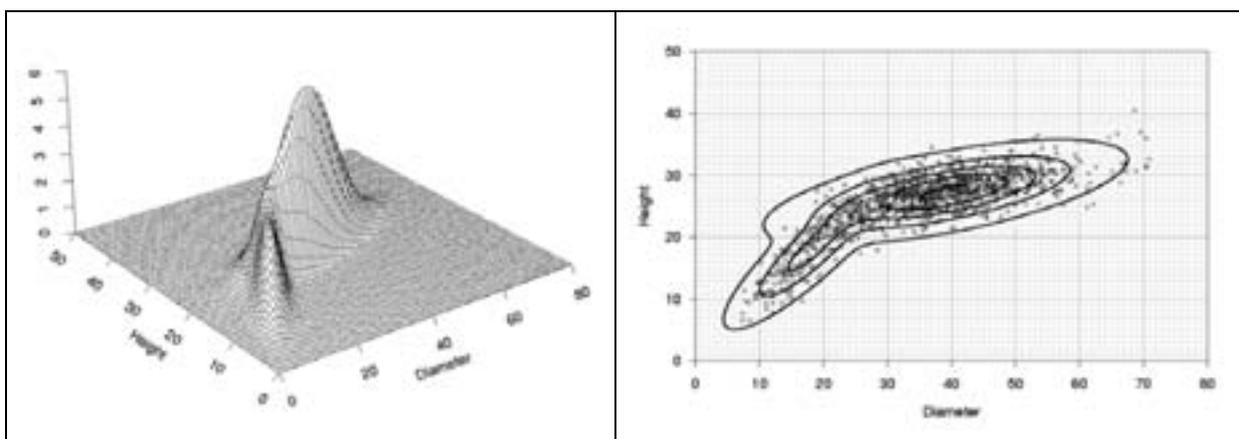


Abbildung 4-9. Perspektivischer und Konturplot der gemeinsamen Dichtefunktion zweier bivariater Normalverteilungen, angepasst an die BHD-Höhen-Wertepaare der Naturwaldzelle Dreyberg (Solling).

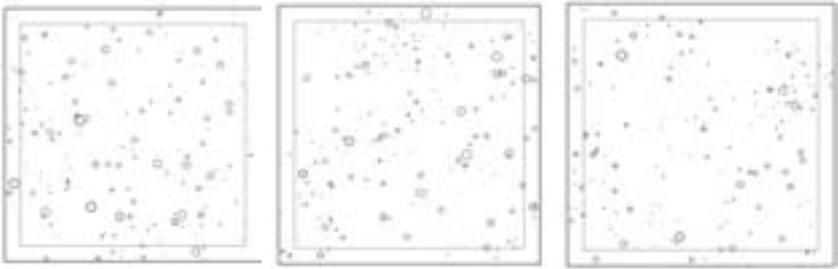
Das Modell ist einfach zu interpretieren und spiegelt in plausibler Weise wieder, dass der Bestand aus zwei Unterpopulationen gebildet wird, die sich in ihrem

BHD-Höhen-Verhältnis unterscheiden. Ein Problem bei der Anwendung dieser Methode besteht jedoch in der relativ großen Anzahl an benötigten Messwerten (mindestens 50 BHD-Höhen-Paare). Diesem Problem wäre zu begegnen, indem man die Verteilungsparameter für einzelne Wuchsbezirke schätzt. Ein anderer, zur Zeit untersuchter Ansatz besteht darin, die Höhen nicht genau zu messen, sondern lediglich die Zugehörigkeit zu einer Höheklasse mit Intervallen zwischen 3 und 10 Metern zu schätzen. Mit dieser Methode könnten die Kosten der Zustandserfassung erheblich reduziert werden.

Abundanz und Dominanz

Die Beschreibung von Waldbeständen wird mit zunehmender Strukturvielfalt, die durch die Anzahl der Baumarten und durch die Dimensionsunterschiede innerhalb der Arten bestimmt wird, immer anspruchsvoller. Ein einfacher und wirkungsvoller Ansatz zur Beschreibung der Struktur und Vielfalt in artenreichen Mischwäldern basiert auf der Darstellung der artspezifischen Häufigkeiten der Stammzahlen und Grundflächen. Ein Beispiel von drei Naturwaldflächen aus Mexiko ist in Abb. 4-10 dargestellt.

“Chichimoco”
“Fabián”
“Coa”



Baumart	N/ha	G/ha	N/ha	G/ha	N/ha	G/ha
<i>Picea chihuahuana</i>	24	8.15	16	2.81	40	3.67
<i>Abies durangensis</i>	92	3.32	192	14.87	20	0.68
<i>Pseudotsuga menziesii</i>	68	6.98	120	6.92	80	3.15
<i>Cupressus lindleyi</i>	312	33.18	304	26.44	116	1.35
<i>Quercus rugosa</i>	4	0.20				
<i>Quercus castanea</i>	40	0.14	32	1.59		
<i>Quercus duriflora</i>	4	0.04			12	4.98
<i>Quercus crassifolia</i>			4	0.02		
<i>Prunus serotina</i>	20	0.39				
<i>Pinus ayacahuite</i>			4	0.10	28	0.73
<i>Pinus durangensis</i>			4	0.27	8	1.22
<i>Pinus cooperi</i>					212	13.15
<i>Juniperus deppeana</i>			4	0.03	112	3.39
Summe	564	52.40	680	53.05	628	32.32

Abbildung 4-10. Absolute Stammzahlhäufigkeiten und Grundflächen der 13 Baumarten in drei Versuchsfeldern in El Salto, Durango, Mexiko (Aguirre et al., 2003).

Lamprecht (1986) bezeichnet die absolute Stammzahlhäufigkeit einer Art mit dem Begriff *Abundanz*. Die Grundfläche ist eine flächenbezogene Dimensionsvariable, die sowohl die Stammzahlhäufigkeit als auch die Information über die Baumdimensionen enthält. Daher wird die absolute Grundfläche einer Art als *Dominanz* bezeichnet. Der *Bedeutungswert* einer Art ergibt sich nach Lamprecht (1986; s. auch Fedlmeier, 1996) aus dem Produkt der relativen Abundanz und Dominanz. Die relativen Stammzahlhäufigkeiten und Grundflächenanteile sind beispielhaft in Tab. 4-2 für die Fläche *Coa* dargestellt.

Wie erwartet, sind die Bedeutungswerte der Arten *Pinus cooperi* (0,1374), *Pseudotsuga menziesii* (0,0124), *Juniperus deppeana* (0,0187), *Cupressus lindleyi* (0,0077) und *Picea chihuahuana* (0,0072) besonders hoch.

Die Beschreibung der Waldstruktur befasst sich mit den Anteilen bestimmter Merkmale innerhalb einer Population, z.B. mit den Anteilen der Baumarten oder den Anteilen unterschiedlicher Baumdimensionen (Abb. 4-11; vgl. Vanclay, 1998).

Baumart	N%	G%	Bedeutung
<i>Picea chihuahuana</i>	0,0637	0,1136	0,0072
<i>Abies durangensis</i>	0,0318	0,0210	0,0007
<i>Pseudotsuga menziesii</i>	0,1274	0,0975	0,0124
<i>Cupressus lindleyi</i>	0,1847	0,0418	0,0077
<i>Quercus rugosa</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Quercus castanea</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Quercus duriflora</i>	0,0191	0,1541	0,0029
<i>Quercus crassifolia</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Prunus serotina</i>	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Pinus ayacahuite</i>	0,0446	0,0226	0,0010
<i>Pinus durangensis</i>	0,0127	0,0377	0,0005
<i>Pinus cooperi</i>	0,3376	0,4069	0,1374
<i>Juniperus deppeana</i>	0,1783	0,1049	0,0187
Summe	1,0000	1,0000	1,0000

Tabelle 4-2. Relative Stammzahlhäufigkeiten und Grundflächenanteile der 13 Baumarten in der Versuchsfläche *Coa* in El Salto.

Der *Artenreichtum* bzw. die Artendiversität kann mit Hilfe des Index von Shannon u. Weaver (1949) beschrieben werden:

$$H' (p_1, p_2, \dots, p_S) = - \sum_{i=1}^S p_i \ln(p_i) \quad 4-10$$

wobei S = Anzahl der vorkommenden Arten

$p_i = n_i / N$ mit n_i = Anzahl der Individuen der Art i und N = Anzahl aller Individuen.

Der Shannon-Weaver-Index erfüllt drei Bedingungen (Pielou, 1977, p. 293 ff): a) die Artendiversität erreicht einen Maximalwert, wenn alle Arten mit gleichen Anteilen

len vertreten sind (maximale *evenness*), b) sind die Arten in zwei Populationen gleichmäßig verteilt, dann weist die Population mit der größeren Anzahl von Arten die höhere Diversität auf und c) wird eine zusätzliche Klassifikation verwendet, z.B. eine zusätzliche Einteilung in Höhenklassen, und beide Klassifikationen sind voneinander unabhängig, - d.h. die Kenntnis der Art enthält keine Information über die Höhe, - dann ist die Arten-Höhen-Diversität gleich der Summe aus Arten-Diversität und Höhen-Diversität: $H'(\text{Art}, \text{Höhe}) = H'(\text{Art}) + H'(\text{Höhe})$.

	niedrig	hoch	Variable
Artenreichtum (<i>species richness</i>)			Shannon Index
Dimensionsreichtum (<i>size class richness</i>)			BHD-Verteilung

Abbildung 4-11. Merkmale der Waldstruktur ohne Berücksichtigung der räumlichen Verteilung der Baumeigenschaften.

Der *Dimensionsreichtum* kann durch die Verteilung der Baumdurchmesser, Baumvolumen, Kronenlängen oder Kronenschirmflächen charakterisiert werden. Pretzsch (2003, S. 252 f.) verwendet zum Beispiel den sog. *Artenprofilindex* der die Artenanteile in unterschiedlichen Höhenzonen wiedergibt. Einfache Diversitäts-indizes werden bei der Auswertung von permanent markierten Probekreisen berücksichtigt, in denen räumliche Strukturparameter wegen des Randproblems nicht verwendet werden können (Sterba, 1998; Nagel, 1998; s. Abb. 4-12).

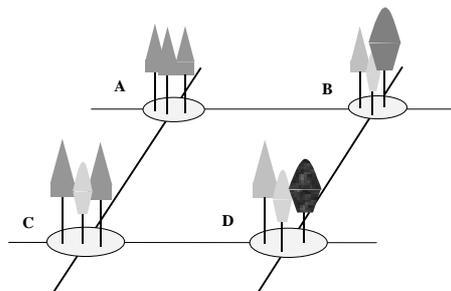


Abbildung 4-12. Innerhalb räumlich begrenzter Probeflächen kann eine Aussage über die einfache Struktur ausreichend sein, da die Anteile gleichzeitig auch die räumliche Diversität beschreiben (A=räumlich homogen; B=räumlich inhomogen).



Tafel 4-1: Taiga-Wald in der nördlichen Mongolei

Innerhalb räumlich begrenzter Probestflächen kann eine Aussage über die einfache Diversität allerdings ausreichend sein. Kommen auf einer kleinen Probestfläche zum Beispiel drei Baumarten vor, dann ist auch gleichzeitig eine hohe räumliche Durchmischung gegeben.

Die Waldstruktur ist u.a. gekennzeichnet durch die räumliche Verteilung der Baumpositionen, der Baumdimensionen und der Baumarten. Parameter der Raumstruktur eignen sich u.a. zur Beschreibung der *Diversität* (Szaro u. Johnston, 1996) und der *Habitat-Heterogenität* (Pearson et al., 1996). Strukturelle Vielfalt wird häufig als ein Indikator für ökologische Vielfalt und Stabilität angesehen (s. Pretzsch, 2002, S. 221).

Eine besondere Schwierigkeit bereitet die Bestimmung der „*Naturnähe*“. Solange es nicht gelingt, für einen konkreten Waldbestand den idealen Naturzustand mit Hilfe messbarer Attribute zu beschreiben, wird es kaum möglich sein, die *Naturnähe* des Bestandes zu bestimmen (Sprugel, 1991). Im Rahmen der Waldbiotopkartierung kommen auf der Basis von Standortfaktoren (Vergleich der aktuellen Humusform mit der erwarteten Gleichgewichts-Humusform; anthropogene Störungen) und der Baumartenzusammensetzung (Vergleich der aktuellen Baumarten mit den erwarteten Baumarten der natürlichen Waldgesellschaft) bereits praktische Ansätze zur Bestimmung von *Naturnähestufen* zum Einsatz.

In Brandenburg werden zum Beispiel sieben Begriffe wie *sehr naturnah*; *mäßig naturnah*; *sehr naturfern* usw. auf der Basis der aktuellen Baumartenzusammensetzung definiert (Steinmeyer, 2003). Trotz dieser Schwierigkeit ist die räumliche Struktur eines Waldbestandes ein charakteristisches Merkmal, mit dessen Hilfe ungleichförmige Wälder mit individuellen Baumartenmischungen, Dimensionsverteilungen und Nachbarschaftsbeziehungen ziemlich umfassend und genau beschrieben werden können. Zur Beschreibung der Waldstruktur und Diversität kommen drei Gruppen von Variablen in Frage (Abb. 4-13).

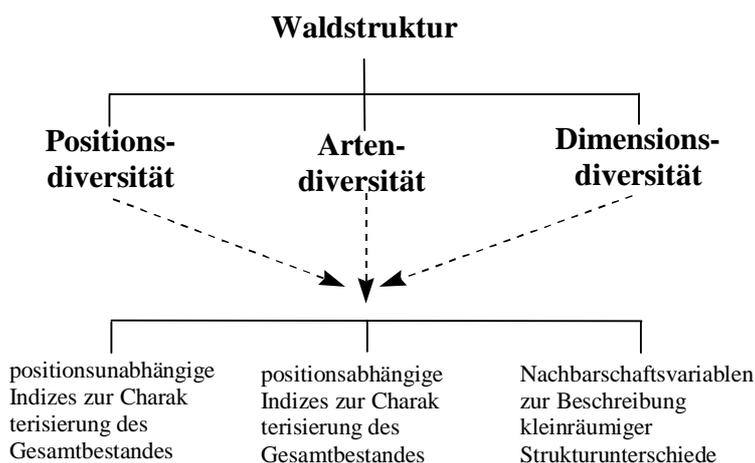


Abbildung 4-13. Zur Beschreibung der Waldstruktur und Diversität kommen drei Gruppen von Variablen zur Anwendung.

Positionsunabhängige und positionsabhängige Parameter werden in der Regel zur Charakterisierung des Gesamtbestandes herangezogen. Zur Erfassung kleinräumiger Strukturunterschiede eignen sich Variablen auf der Basis von Nachbarschaftsbeziehungen (Albert u. Gadow, 1998).

Der Begriff *Struktur* bezieht sich auf die spezifische Anordnung der Elemente eines Systems. Die *Waldstruktur* beschreibt dementsprechend die Verteilung der Baumeigenschaften innerhalb eines Waldes. Die Waldstruktur kann mit Hilfe von Variablen beschrieben werden, die einen Vergleich zwischen einer gegebenen Situation und einer oder mehreren Standardsituationen ermöglichen². Dabei empfiehlt sich die Unterscheidung zwischen Merkmalen, die einfache Strukturen beschreiben und Merkmalen der räumlichen Struktur.

Parameter der Raumstruktur

Für Strukturanalysen in ungleichaltrigen Mischbeständen werden zusätzlich zu den Häufigkeitsverteilungen auch Informationen darüber benötigt, wie die Arten- und Dimensionsanteile räumlich verteilt sind. Zu diesem Zweck können Parameter der Raumstruktur verwendet werden, die auf der Basis von Beziehungen zwischen benachbarten Bäumen ermittelt werden. Abb. 4-14 zeigt schematisch die drei wichtigsten Ebenen der Raumstruktur. Die Positions-, Arten- und Dimensionsvielfalt wird durch die räumliche Verteilung der Baumattribute Standort, Baumart und Baumdimension bestimmt.

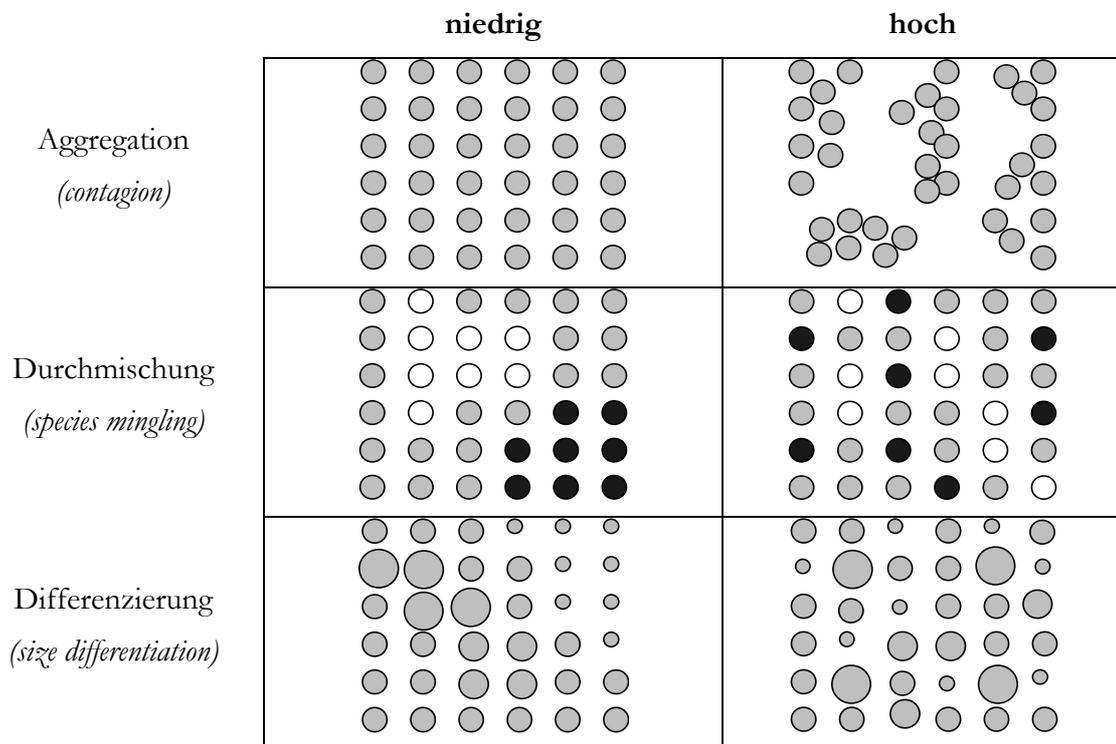


Abbildung 4-14. Die Positions-, Arten- und Dimensionsvielfalt wird durch die räumliche Verteilung der Baumpositionen, der Baumarten und der Baumdimensionen bestimmt.

² Der Korrelationskoeffizient zum Beispiel, der die Intensität einer linearen Beziehung zwischen zwei Größen mißt, hat drei interpretierbare Bezugspunkte: 1, 0 und -1. Der Wert 1 sagt aus, daß eine perfekte lineare Beziehung mit positiver Steigung vorliegt. Bei 0 existiert keine Beziehung und bei -1 ist die Beziehung ebenfalls perfekt, aber die Steigung negativ. Zum Zweck der Interpretation ist die Standardisierung des Index von großer Bedeutung, d.h. die Wahl der interpretierbaren Bezugswerte.

L- und Paarkorrelationsfunktionen eignen sich zur Beschreibung der Waldstruktur, aber sie können nur bedingt eingesetzt werden, da Stammverteilungspläne mit bekannten Baumkoordinaten vorliegen müssen (Stoyan u. Stoyan, 1992, Pommerehne, 2002). Solche Daten sind in der Praxis kaum jemals verfügbar. Aggregierte Indizes, wie z.B. der Strukturindex von Clark u. Evans (1954), können nur einen ersten groben Eindruck über die Waldstruktur vermitteln, der Informationsgehalt ist eingeschränkt (Zenner u. Hibbs, 2000). Dieses Defizit macht sich besonders bemerkbar bei sehr unregelmäßigen räumlichen Baumverteilungen (Albert, 1999).

Die Waldstruktur ist durch die räumliche Verteilung der Baumkoordinaten, der Baumdimensionen und der Baumarten definiert. Aus diesem Grund empfiehlt sich ein System der Zustandsbeschreibung, das die Ebenen der Artendurchmischung, der Dimensionsdifferenzierung und der Aggregation berücksichtigt. Bei der Erfassung und Beschreibung der Waldstruktur kann ein baum- oder punkt- bzw. pixelbezogener Ansatz gewählt werden (Abb. 4-15).

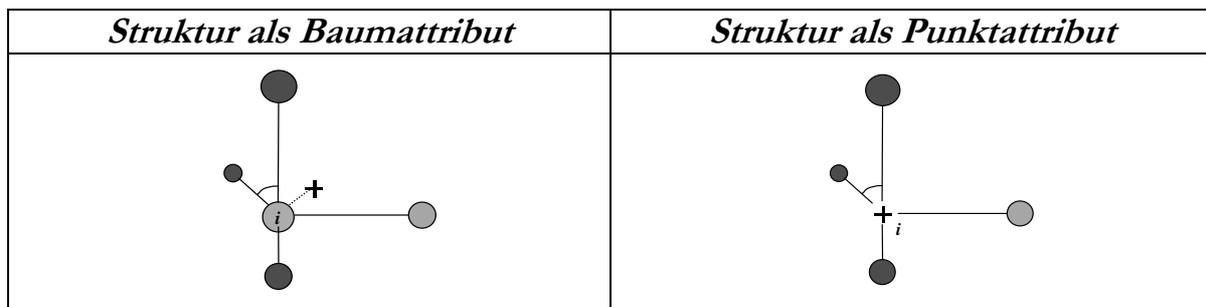


Abbildung 4-15. Die Erfassung und Beschreibung der Waldstruktur kann "baumbezogen" sein (Berücksichtigung der Attribute der Nachbarbäume eines Bezugsbaumes i) oder "punktbezogen" (Berücksichtigung der Attribute einer Nachbarschaftsgruppe im Bereich eines Stichprobenpunktes).

Die baumbezogene Variante beschreibt eine Beziehung zwischen den Attributen des Bezugsbaumes und den Attributen der n nächsten Nachbarn (Dimension, Baumart) und erfasst die Regelmäßigkeit der räumlichen Anordnung der Nachbarn um den Bezugsbaum. Im punktbezogenen Ansatz werden für jeden Stichprobenpunkt die Strukturattribute einer Baumgruppe (Variation der Arten und Dimensionen; Regelmäßigkeit der räumlichen Anordnung) ermittelt. Dementsprechend ergeben die Verteilungen der baumbezogenen Strukturvariablen deren Stammzahlanteile. Die Verteilungen der punkt bzw. pixelbezogenen Strukturvariablen ergeben die Flächenanteile der Strukturattribute.

Aggregation – das baumbezogene Winkelmaß

Ein besonderes Interesse gilt der Verteilung der Baumpositionen im Gelände, der sog. *Individualverteilung*³. Um die *Individualverteilung* leichter erfassen und besser beschreiben zu können, wurde das *Winkelmaß* entwickelt. Das *Winkelmaß* bietet ge-

³ s. z.B. die Arbeiten von Clark u. Evans, 1954; Upton u. Fingleton, 1990.

genüber anderen Messgrößen einige wesentliche Vorzüge. Dazu gehört die Möglichkeit der Erfassung ohne aufwendige Abstandsmessungen, die Möglichkeit der Ergebnisdarstellung in Form von Verteilungen der Einzelwerte und die gute Aussagekraft des Mittelwertes (Albert, 1999; Hui u. Hu, 2001; Staupendahl, 2001).

Das Winkelmaß W_i beschreibt die Regelmäßigkeit bzw. Unregelmäßigkeit der räumlichen Verteilung der n nächstgelegenen Bäume um einen Bezugsbaum i^4 . Die Variable W_i basiert auf der Klassifizierung der vom Bezugsbaum i ausgehenden Winkel α_{jk} zwischen einem Baum j und dessen Nachbarn k . Als Nachbar wird der im Uhrzeigersinn nächste Baum betrachtet. α_{jk} ist der kleinere der beiden Winkel (α_{jk} und β_{jk}) zwischen zwei benachbarten Bäumen. α_{jk} ist also immer $\leq 180^\circ$ (Abb. 4-16).

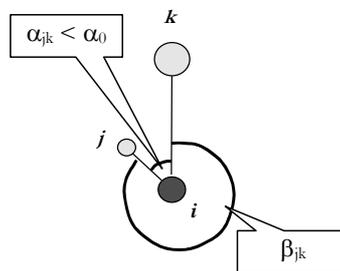


Abbildung 4-16. Winkel zwischen zwei Nachbarn des Bezugsbaumes i . Die Summe der beiden Winkel (α_{jk} und β_{jk}) beträgt 360° .

Als Bezugsgröße wird der Standardwinkel α_0 definiert, der bei sehr regelmäßiger Verteilung erwartet wird. Über den Vergleich aller α_{jk} mit dem Standardwinkel α_0 wird die binäre Zufallsvariable v_{ij} ermittelt. Das Winkelmaß ist dann definiert als der Anteil der Winkel α_{jk} die kleiner sind als der Standardwinkel α_0 :

$$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_{ij} \quad \text{mit } v_{ij} = \begin{cases} 1, & \alpha_{jk} < \alpha_0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad \text{und } 0 \leq W_i \leq 1 \quad 4-11$$

Bei 4 Nachbarn ergeben sich 5 mögliche Wertestufen für W_i (Abb.4-17).

$W_i = 0$	$W_i = 0,25$	$W_i = 0,5$	$W_i = 0,75$	$W_i = 1$
keiner der α -Winkel j ist kleiner als α_0 (sehr regelmäßig)	einer der α -Winkel j ist kleiner als α_0 (regelmäßig)	zwei der α -Winkel j sind kleiner als α_0 (zufällig)	drei der α -Winkel j sind kleiner als α_0 (unregelmäßig)	alle vier α -Winkel j sind kleiner als α_0 (sehr unregelmäßig)

Abbildung 4-17. Mögliche Werte des Winkelmaßes bei vier Nachbarn und $\alpha_0 = 90^\circ$

⁴ Auf Grund praktischer Überlegungen im Zusammenhang mit der Erfassung im Gelände und der Interpretationsmöglichkeiten haben sich vier Nachbarn als besonders geeignet erwiesen (Albert, 1999; Hui u. Hu, 2001).

Beträgt $W_i=0$, dann deutet dies auf eine starke lokale Regelmäßigkeit um den Bezugsbaum hin, während bei $W_i=1$ eine ausgeprägt unregelmäßige bzw. geklumpfte kleinräumige Baumverteilung zu erwarten ist. Als Schätzer für das Winkelmaß des Gesamtbestandes wird \bar{W} , das arithmetische Mittel⁵ aller W_i -Werte verwendet:

$$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i \quad 4-12$$

Mit W_i = Winkelmaß des i -ten Bezugsbaumes
 N = Stichprobenumfang (Anzahl der Bezugsbäume)

Der Schlüsselparameter für die Zuordnung eines Waldbestandes zu einem bestimmten Verteilungstyp ist der Standardwinkel. Durch den Standardwinkel wird der Winkelmass-Mittelwert bestimmt; dabei gilt grundsätzlich $\bar{W}_{\text{regelmässig}} < \bar{W}_{\text{zufällig}} < \bar{W}_{\text{geklumpt}}$. Diese Relation ist unabhängig von der Wahl des Standardwinkels. Ursprünglich legten Gadow et al. (1998) den theoretischen Standardwinkel willkürlich fest, und zwar für 4 Nachbarn mit $\alpha_0 = 360^\circ / 4 \cdot (1 \pm 10\%)$. Es wäre allerdings nützlich, wenn der Standardwinkel so gewählt wird, dass sich zumindest für einen bestimmten Verteilungstyp ein Mittel \bar{W} der Winkelmass-Mittelwerte ergibt, das mit den obengenannten Bezeichnungen der Wertestufen kongruent ist. Aus diesem Grund wurde der optimale Standardwinkel α_0 als der Standardwinkel definiert, der für den Verteilungstyp „zufällig“ (*Poissonverteilung*) ein Mittel \bar{W} der Winkelmass-Mittelwerte von 0.5 ergibt. Nach den Untersuchungen von Hui u. Gadow (2002) beträgt dieser Winkelmass-Standardwinkel 72° . Abbildung 4-18 zeigt die Verteilungen der Winkelmaß-Mittelwerte von 2000 Simulationsbeständen für drei unterschiedliche Typen von Baumverteilungen. Mit Hilfe des Winkelmaßes, unter Verwendung eines Standardwinkels von 72° , können Verteilungsmuster in Waldbeständen beurteilt werden.

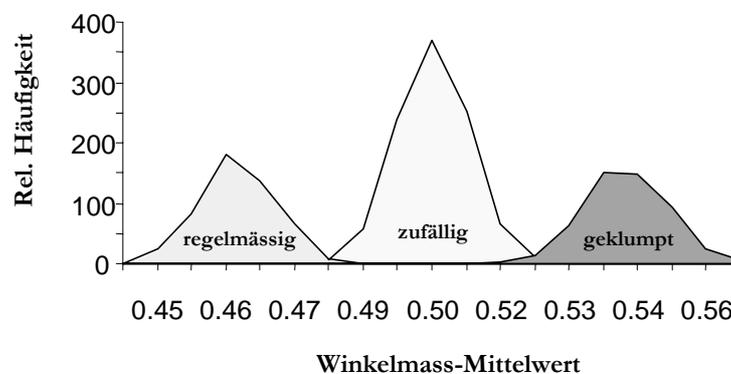


Abbildung 4-18. Verteilungen der Winkelmaß-Mittelwerte für 2000 Simulationsbestände für drei unterschiedliche Baumverteilungstypen bei Verwendung eines Winkelmass-Standardwinkels von 72° .

⁵ Vgl. den Ansatz von Staupendahl (2001), der das flächenbezogene Winkelmaß W verwendet. Das flächenbezogene Winkelmaß wird für den Gesamtbestand über das mit der Stammzahl gewogene Mittel aller W_i -Werte geschätzt.

Weitere Untersuchungen haben gezeigt, dass das Winkelmaß sich nicht nur für die Charakterisierung der Baumverteilungsmuster, sondern auch für die Schätzung der Abstände zwischen benachbarten Bäumen eignet (Gadow et al., 2003). Die Verteilung der Baum-Baum-Abstände bildet eine wichtige Grundlage für abstandsabhängige Wachstumsmodelle, für die Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen und für die Visualisierung der Waldentwicklung. Die Abstandsverteilungen können mit Hilfe der 2-parametrischen Weibull-Funktion beschrieben werden:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^c} \quad 4-13$$

mit x = Abstand zum nächsten Nachbarn;
 a = Lageparameter;
 b = Skalierungsparameter;
 c = Formparameter.

Die Parameter b und c können direkt anhand vom Mittelwert und der Standardabweichung der Abstände geschätzt werden. Abbildung 4-19 zeigt die Beziehung zwischen b und D_{01} (dem mittleren Abstand zum ersten Nachbarn) und c und S_{01} (der Standardabweichung der Abstände zum ersten Nachbar).

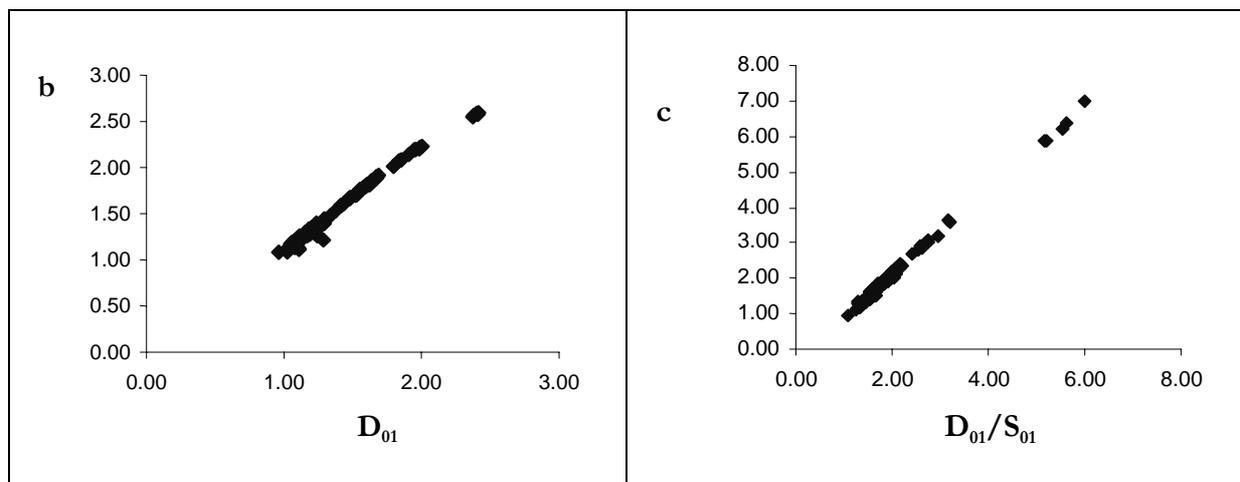


Abbildung 4-19. Lineare Beziehungen zwischen den Weibull Parametern b und c der Abstandsverteilung und dem dem mittleren Abstand zum ersten Nachbarn (D_{01}) bzw. der dem Quotienten von D_{01} und der Standardabweichung der Abstände zum ersten Nachbar (S_{01}).

Die Beziehungen zwischen b , c und D_{01} bzw. D_{01}/S_{01} sind linear mit:

$$b = -0.0277 + 1.129 (D_{01}) \quad \text{und} \quad c = -0.3215 + 1.2065 (D_{01}/S_{01})$$

Der Mittelwert und die Standardabweichung der Abstände können mit Hilfe von Winkelmaß und Populationsdichte geschätzt werden:

$$D_{01} = 0.260 \times \bar{W}^{-1.804} D_T^{0.825 \times \bar{W}^{-0.283}} \quad 4-14$$

wobei D_{01} Mittelwert des Abstandes zum nächsten Nachbar (m);
 \bar{W} Mittelwert des Winkelmaßes;
 N Dichte (Stammzahl pro ha);
 D_T Erwarteter Abstand bei zufälliger Verteilung (m).d.h. $D_T = \frac{1}{2\sqrt{N/10000}}$;

$$S_{01} = 1.672 \times \bar{W}^{1.694} D_T^{0.177 \times \bar{W}^{-1.413}} D_{01}^{0.521} \quad 4-15$$

mit S_{01} = Standardabweichung des Abstandsmittelwertes zum nächsten Nachbar (m);

Aus der Gl. (4-15) ergibt sich übrigens durch Umformung der Clark-Evans Index (R_{CE}):

$$R_{CE} = \frac{D_{01}}{D_T} = a_0 \bar{W}^{a_1} D_T^{a_2 \bar{W}^{a_3} - 1} \quad 4-16$$

Gleichung (4-16) verdeutlicht somit die Beziehung zwischen Clark-Evans Index, Winkelmaß und erwartetem Abstand.

Artendurchmischung

Die *Artendurchmischung* ist ein Maß für die räumliche Segregation der Baumarten und kann durch den Durchmischungsindex M_i beschrieben werden. Fuldner (1995) definiert die Artendiversität im Umfeld eines Bezugsbaumes als den Anteil artfremder Nachbarn eines Bezugsbaumes:

$$M_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j \quad 4-17$$

mit $v_j = \begin{cases} 0, & \text{Nachbar } j \text{ gehört zur gleichen Art wie der Bezugsbaum } i \\ 1, & \text{sonst} \end{cases}$ und $0 \leq M_i \leq 1$

Unter Berücksichtigung der n nächsten Nachbarn kann die Variable *Durchmischung* $n+1$ diskrete Werte annehmen. Von besonderem Interesse ist die artspezifische Durchmischung. Das Beispiel in Abb. 4-20 zeigt die Verteilung der artspezifischen Durchmischungswerte unter Berücksichtigung von 3 Nachbarn in einem Buchen-Edellaubholzmischbestand im Forstamt Bovenden bei Göttingen, getrennt für die Buchen und die Eschen. Die meisten Buchen sind nur von Buchen umstanden während die meisten Eschen einzeln unter Buchen und nur zu einem sehr geringen Anteil in Eschengruppen vorzufinden sind. Diese Aussagen sind nicht möglich, wenn nur die Häufigkeiten der Baumarten bekannt sind.

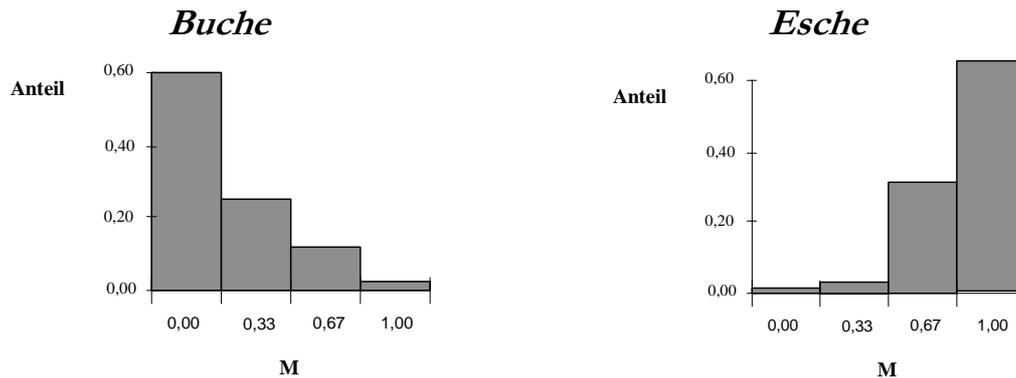


Abbildung 4-20. Beispielhafte Darstellungen der Verteilung artspezifischer Durchmischungswerte in einem Buchen-Edellaubholz-Mischbestand. Links für die Buchen, rechts für die Eschen.

Beispiele für die Interpretationsmöglichkeiten der Artendurchmischung finden sich bei Aguirre et al. (2003). Interessant wären weitergehende Untersuchungen der Zusammenhänge zwischen der Durchmischung und dem Artenanteil einer Baumart. Das Verhältnis p_{sp}/\overline{M}_{sp} könnte zum Beispiel Aufschluss über die räumliche Verteilung einer Baumart geben, wobei p_{sp} den Stammzahl- bzw. Grundflächenanteil der Art sp angibt.

Dimensionsdifferenzierung

Die Dimensionsdifferenzierung ist ein Maß für das räumliche Nebeneinander der unterschiedlichen Baumdimensionen in einem Waldbestand. Sie wurde u. a. durch die *Differenzierung* (Füldner, 1995), das *Umgebungsmaß* (Hui et al., 1998) oder die *Dimensionsdominanz* (Albert, 1999) beschrieben. Ein einfaches Maß für die kleinräumige Streuung der Baumdurchmesser ist die relative Standardabweichung:

$$T_i = \frac{\text{Durchmesserstandardabweichung}}{\text{mittlerer Durchmesser}} \quad 4-18$$

Die Durchmesserdifferenzierung ist definiert als das Verhältnis des Brusthöhen-durchmessers von zwei benachbarten Bäumen, subtrahiert von 1. Dieser Index liefert keine Information darüber, ob der Bezugsbaum oder der Nachbar die größere Dimension aufweist. Albert (1998, S. 51 ff) verwendet daher die *Dimensionsdominanz*, ein Maß, bei dem sowohl die relative Stellung des Bezugsbaumes in der Nachbarschaft (*Umgebungsmaß*) als auch die quantitative Aussage der Größenunterschiede (*Differenzierung*) berücksichtigt werden. Das Baumattribut

Umgebungsmaß beschreibt die relative Dominanz einer Baumart in dessen unmittelbarer Nachbarschaft. Es ist definiert als der Anteil der n nächsten Nachbarn eines Bezugsbaumes, die eine geringere Dimension aufweisen als der Bezugsbaum:

$$U_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j \quad 4-19$$

mit $v_j = \begin{cases} 1, & \text{der Nachbar } j \text{ ist kleiner als der Bezugsbaum } i \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$ und $0 \leq U_i \leq 1$

Bei vier Nachbarn kann, U_i fünf Werte annehmen. Abbildung 4-21 zeigt beispielhaft die *Umgebungsmaß*-Verteilungen von drei Baumarten in der Versuchsfläche *Chichimoco* in El Salto, Mexiko (Aguirre et al., 2003).

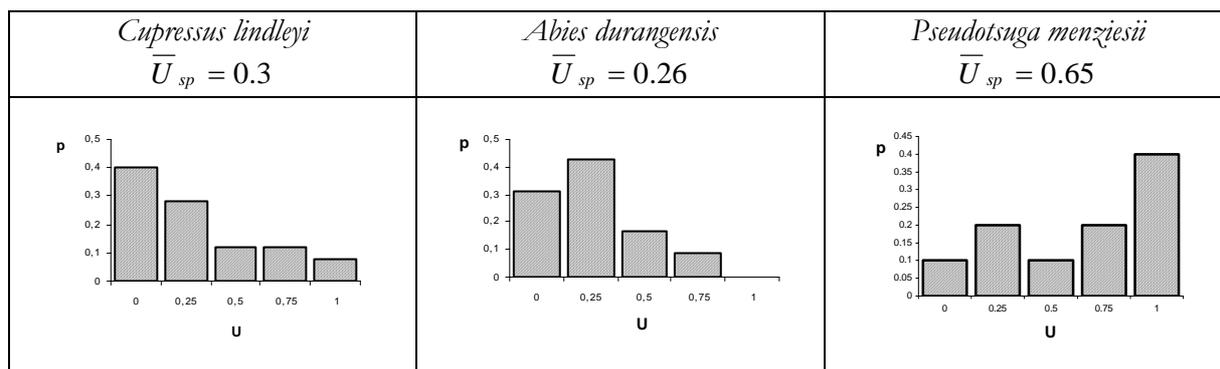


Abbildung 4-21. Artspezifische Dominanz von drei Baumarten in der Versuchsfläche Chichimoco in El Salto, Mexiko. \bar{U}_{sp} = Umgebungsmaß-Mittelwert der Baumart sp.

Die *Umgebungsmaß*-Verteilung der Baumart *Cupressus lindleyi* ist linkssteil, ein Anzeichen dafür, dass relativ wenige Bezugsbäume in ihrer unmittelbaren Nachbarschaft dominant sind. Eine ähnliche Interpretation ergibt sich für die Baumart *Abies durangensis*. Dagegen ist *Pseudotsuga menziesii* relativ häufig dominant. Alle drei Arten kommen als dominante, co-dominante und unterdrückte Bäume vor.

Die Variablen zur Beschreibung der kleinräumigen Bestandesstruktur sind sehr einfach im Gelände zu erheben. Aufwendige Abstandsmessungen sind nicht erforderlich.

Beispiel: Abbildung 4-22 zeigt eine Gruppe von 5 Bäumen (den Bezugsbaum i und dessen vier nächste Nachbarn) mit den entsprechenden Brusthöhendurchmessern. Drei Bäume sind Buchen, zwei Fichten. Nur ein Winkel α ist kleiner als der Standardwinkel zwischen zwei Nachbarn α_0 (Der Wert von α_0 beträgt bei 4 Nachbarn $360/4=90^\circ$).



Tafel 4-2: Versuchsfläche Chichimoco in Durango, Mexiko (Foto O. Aguirre)

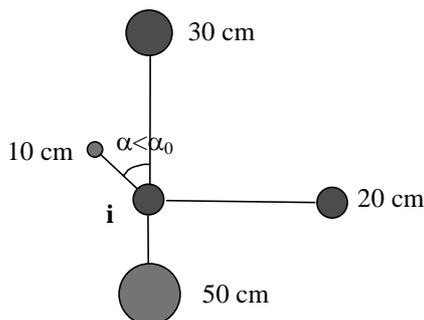


Abbildung 4-22. Die Variablen zur Beschreibung der Raumstruktur sind sehr einfach im Gelände zu erheben. Erfasst werden der dem Stichprobenpunkt nächstgelegene Bezugsbaum i und dessen n nächste Nachbarn.

Für die in Abb. 4-22 aufgeführte Fünfergruppe ergeben sich folgende Parameterwerte:

$$W_i = (0+0+0+1)/4 = 0.25; \quad M_i = (0+0+1+1)/4 = 0.50;$$

$$T_i = \frac{\sqrt{(50 \quad 27.5)^2 + (10 \quad 27.5)^2 + (30 \quad 27.5)^2 + (20 \quad 27.5)^2} / 3}{27.5} = 0.65^6$$

Entscheidend für die Interpretation der Aufnahmeergebnisse ist die Unterscheidung zwischen Stammzahl- und Flächen-Anteilen der Strukturklassen. Die topologische Standfläche des Baumes wird mit dem Strukturmerkmal belegt. Da die Auswahlwahrscheinlichkeit eines Bezugsbaumes proportional zu dessen Standfläche ist, können die dem Bezugsbaum zugehörigen Flächenanteile der Strukturmerkmale verzerrungsfrei geschätzt werden (Albert, 1998, S. 78 ff.; Staupendahl, 1997).

Das nachstehende Beispiel zeigt die gute Aussagekraft des *Winkelmaßes* zur Charakterisierung der Individualverteilung. In Abb. 4-23 sind drei Baumverteilungspläne und die dazugehörigen Verteilungen des Winkelmaßes dargestellt.

Erwartete und beobachtete räumliche Strukturen

Die Strukturparameter erleichtern die Analyse komplizierter Waldzustände und deren Veränderung durch forstliche Eingriffe. Zwei Waldbestände, die die gleiche Stammzahl und Baumartenverteilung und die gleichen artspezifischen Durchmesserverteilungen aufweisen, können sehr unterschiedlich aufgebaut sein. Die Unterschiede werden durch die Verteilungen der *Winkelmaße*, *Artendurchmischungen* und *Dimensionsdifferenzierungen* aufgezeigt (Füldner, 1995; Schmidt et al., 1997; Pommerning, 1997). Dadurch ist es zwar möglich, Bestände miteinander zu vergleichen, aber diesen Vergleichen fehlt ein absoluter Standard bzw. eine neutrale Bezugsgröße.

⁶ Der mittlere Durchmesser beträgt $110/4=27.5$ cm.

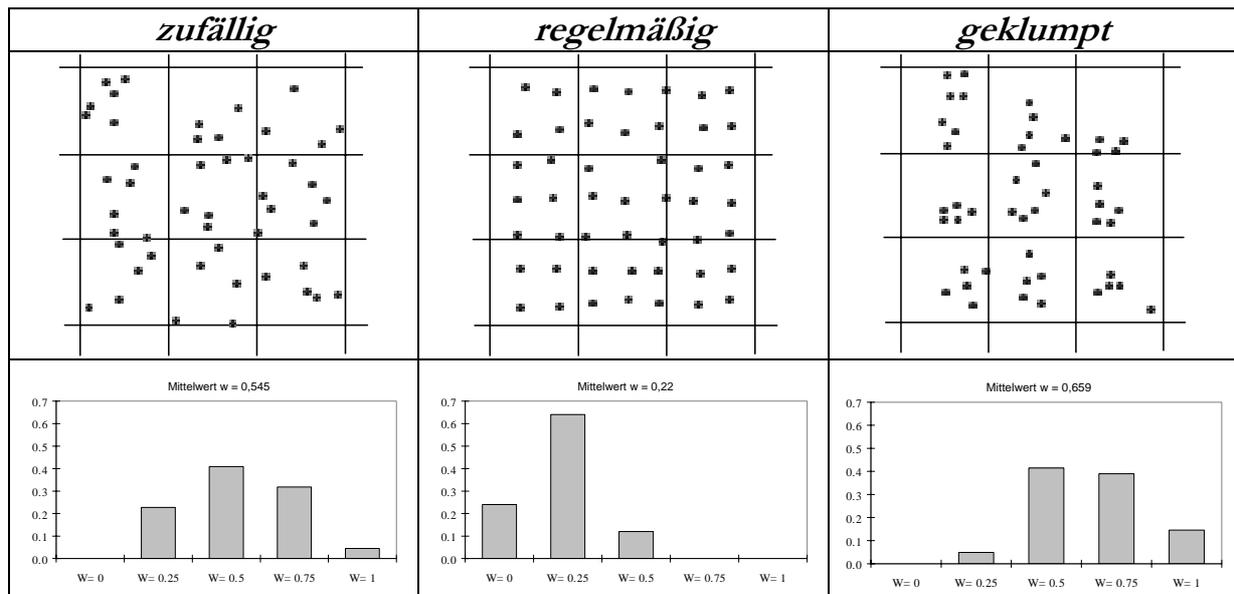


Abbildung 4-23. Verteilungen der Baumpositionen im Gelände und entsprechende Verteilung der W_i -Werte für drei Beispielbestände mit zufälliger, regelmäßiger und geklumpfter Verteilung der Baumpositionen.

Wenn die Stammfußkoordinaten der Bäume bekannt sind, lassen sich die Baumattribute (Baumart, BHD) den Koordinaten zufällig zuordnen. Dadurch wird ein *Zufallswald* erzeugt. Eine plausible Bezugsgröße ist also der *Erwartungswert* einer Strukturvariablen. In einem Bestand befinden sich N Bäume B_1, \dots, B_N . Um einen Zufallswald zu erzeugen, werden die Baumattribute, z.B. die Baumart *permutiert*, d.h. zufällig auf die bekannten Koordinaten verteilt. Dabei gibt es $N!$ verschiedene Möglichkeiten, wie die beobachteten Arten den N Baumkoordinaten zugeordnet werden können und es wird erwartet, dass jede dieser $N!$ Zuordnungen die gleiche Wahrscheinlichkeit besitzt, nämlich $1/N!$ Einzelheiten des Verfahrens finden sich bei Lewandowski u. Pommerening (1996), Pommerening (1997, S. 15 ff.) und Schröder (1998).

Die Simulationstechnik ermöglicht einen Vergleich der beobachteten und der in einem Zufallswald erwarteten Strukturparameter. Durch zufällige Permutationen wird eine Prüfgröße berechnet, mit deren Hilfe die Signifikanz der Abweichungen beurteilt werden kann. Dazu werden jeweils 1000 Zufallswälder erzeugt. Die Abweichungen zwischen den beobachteten und erwarteten Strukturparametern waren in den deutschen Untersuchungsbeständen zum Teil beträchtlich (Pommerening, 1997, S. 21 ff.). Dagegen fand Schröder (1998) für die mittlere Durchmesserdifferenzierung eine erstaunliche Übereinstimmung im Naturwald von Knysna (Abb. 4-24).

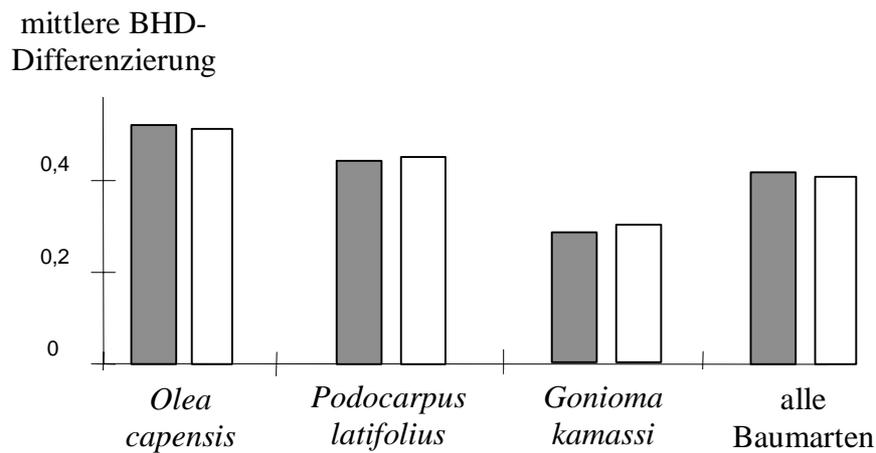


Abbildung 4-24. Beobachtete (linke Säule) und erwartete Differenzierungswerte (rechte Säule) für drei Baumarten und den Gesamtbestand im Naturwald von Knysna unter Berücksichtigung des ersten Nachbarn (Schröder, 1998).

Die Simulation schafft eine allgemeine Bezugsgröße deren Bedeutung darin besteht, dass beliebige Waldbestände bezüglich ihrer Abweichung von einer Normalstruktur beurteilt werden können. Somit rückt auch die Möglichkeit näher, den charakteristischen Aufbau von Naturwäldern im Vergleich mit Wirtschaftswäldern beurteilen zu können.

Kapitel 5

Bestandeswachstum

Ein Baum benötigt für sein Wachstum Licht, Kohlendioxid, Wasser und Mineralstoffe. Diese elementaren Stoffe werden als Ergebnis von spezifischen chemischen Reaktionen in komplexe organische Moleküle umgewandelt. Das Baumwachstum ist mehr als eine bloße Zunahme des Durchmessers und der Höhe. Im Baum laufen vielfältige Prozesse ab. Keimzellen differenzieren sich zu unterschiedlichen Zelltypen, bilden aggregierte Gewebe und diese wiederum verschiedenen Organe. So besitzt der Baum die Fähigkeit, innerhalb gewisser Grenzen, die von seiner ökologischen Amplitude festgelegt werden, auf viele Änderungen in der belebten und unbelebten Umwelt zu reagieren und dabei zu überleben. Diese Fähigkeit zeigt sich in der Dynamik des Wachstums (Mitscherlich, 1971, 1975; Raven et al., 1987).

Theoretisch ist es möglich, den neuen Zustand eines biologischen Systems am Ende eines kurzen Zeitschrittes zu prognostizieren, wenn der Ausgangszustand und die Entwicklungsprozesse des Systems bekannt sind. Der neue Systemzustand dient wiederum als Ausgangsbedingung für den folgenden Zeitschritt. Das Ergebnis einer solchen Prognose ist abhängig von der Schätzgüte der Übergangsmodelle und davon, wie exakt der Ausgangszustand beschrieben werden kann. Die Bestimmung dieser beiden Einflussgrößen kann in einem makroskopischen System wie einem Baum kaum realisiert werden. Es ist aber möglich, operationale Modelle und Algorithmen einzusetzen und so die reale Welt auf einige ausgewählte Zustandsvariablen zu reduzieren, von denen man annimmt, dass sie für bestimmte Fragestellungen einen besonders hohen Informationsgehalt haben. Die Modellierung des

Baumwachstums ist ein Versuch, die realen Prozesse in einzelnen Bäumen oder Waldbeständen näherungsweise nachzuvollziehen.

Waldwachstumsmodelle geben der Forstwissenschaft Einblicke in die komplexen Interaktionen zwischen Strukturen und Prozessen in Waldökosystemen und ermöglichen ein tieferes Verständnis der natürlichen Walddynamik (Pretzsch, 2001). In der Forschung dienen Wachstumsmodelle der Simulation von Experimenten, die aufgrund langer Beobachtungszeiträume und aufwendiger Freilandexperimente in der Realität kaum durchführbar wären. In der Ausbildung, Fortbildung und Beratung machen Wachstumsmodelle Entscheidungsträger mit den ökonomischen und ökologischen Konsequenzen ihres Vorgehens vertraut. In der Praxis sind Wachstumsmodelle unverzichtbare Hilfsmittel zur Unterstützung der Planung und Entscheidungsfindung auf Bestandes-, Betriebs- und Regionalebene.

Wachstumsmodelle für die forstliche Praxis basieren auf Erfahrungen über "durchschnittliche" Waldentwicklungen. Der Grad der Aggregation ist bei den einzelnen Modelltypen sehr unterschiedlich. Baumphysiologisch orientierte Modelle befassen sich mit morphologischen Details wie Astwinkel, Stammform und Wurzelwachstum. Aggregierte Wachstumsmodelle liefern Informationen über die Entwicklung von Baumpopulationen bei gegebenen Umweltbedingungen und spezifischen Reaktionen auf Veränderungen der Bestandesstruktur durch menschliche Eingriffe und ungeplante Störungen. Ein Ziel der Wachstumsmodellierung ist ein System, das die elementaren Wachstumsprozesse erklären kann und zugleich wirtschaftlich relevante Ertragsinformationen als "Nebenprodukt" erzeugt.

Die meisten Modelle der Waldentwicklung werden für ganz bestimmte Zwecke konzipiert¹. Sie unterscheiden sich in Bezug auf ihre Allgemeingültigkeit, - ihre Anwendbarkeit für eine Bandbreite von Gegebenheiten, - und in Bezug auf ihre Genauigkeit, - den Prognoseschätzfehler (Sharpe, 1990). Eine hohe Genauigkeit wird gewöhnlich auf Kosten einer geringen Allgemeingültigkeit erreicht und die Auswahl eines geeigneten Modells beruht daher auf einem Kompromiss.

Datengewinnung

Zielgerechte Waldnutzung erfordert ein Verständnis biologischer Abläufe und Gesetzmäßigkeiten. Im Jargon der waldwachstumskundlichen Modelltechnik könnte man sagen, dass die Kenntnis von Veränderungsraten biologisch relevanter Variablen in Reaktion auf einen gegebenen Ausgangszustand die Grundlage für dieses Verständnis bildet. Diese Kenntnis versetzt uns in die Lage, Software zu erstellen, mit deren Hilfe Forstleute die Auswirkungen unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungen beurteilen können. Zu den wichtigsten Hilfsmitteln zählen die Wachstumsmodelle, die auf der Grundlage empirischer Daten entwickelt werden.

¹ Obwohl eine Kompatibilität von Wachstumsmodellen unterschiedlicher Auflösung wünschenswert erscheint, sodaß die Ergebnisse für Ebenen unterschiedlichen Details identisch sind (Burkhardt, 1987; Gadow u. Hui, 1998).

Die empirische Datenbasis für diese Modelle stammt zum großen Teil aus Versuchsflächen. Besonders häufig anzutreffen sind Provenienzversuche, Versuchsversuche und Durchforstungsversuche, die sich hinsichtlich der primären Zielsetzung voneinander unterscheiden. In *Provenienzversuchen* wird die Eignung oder das Wachstum einer Baumart oder Herkunft auf einem bestimmten Standort untersucht. In *Versuchs- und Durchforstungsversuchen* werden die Auswirkungen unterschiedlicher Pflanzverbände und Eingriffsstärken auf das Wachstum von Einzelbäumen und Waldbeständen untersucht. Diese Freilandversuche werden durch staatliche Forschungsanstalten, Universitätsinstitute oder Forschungsabteilungen privater Waldeigentümer unterhalten.

Eine privat finanzierte Förderung der Waldforschung findet sich vor allem in Ländern, in denen eine erfolgreiche Forst- und Holzwirtschaft existiert, wie z.B. in Australien, Südafrika, Neu Seeland, Chile, in den Skandinavischen Ländern und in den Vereinigten Staaten (Leslie, 1995). Beispiele für kooperative Waldforschung unter Beteiligung von Universitäten und Wirtschaft sind die sog. *Research Cooperatives*, z.B. die *Plantation Management Research Cooperative* der Universität von Georgia oder die *Loblolly Pine Growth and Yield Research Cooperative* am Virginia Polytechnic Institute in Blacksburg/Virginia. Öffentlich finanzierte Waldforschungsinstitute sind besonders in Europa vertreten. Als Beispiele sind die großen Forschungsinstitute *INIA* in Spanien, die *INRA* in Frankreich, die *METLA* in Finnland, die *WSL* in der Schweiz, die Bundesversuchs- und Forschungsanstalt in Österreich und die Forschungsanstalten der Bundesländer und des Bundes in Deutschland zu nennen.

Begrenzte Forschungsmittel und die zunehmende Komplexität der Fragestellungen zwingen zum ständigen Überdenken der Versuchskonzepte. Nach dem Zeithorizont der Datenerfassung können drei Arten von Versuchsflächen unterschieden werden. Langfristig beobachtete Dauerversuchsflächen werden über lange Zeiträume hinweg beobachtet und in regelmäßigen Zeitabständen aufgenommen. Unechte Zeitreihen bestehen aus möglichst zahlreichen einmalig aufgenommenen Probeflächen, die über ein breites Alters- und Standorts-Spektrum verteilt sind. Sie werden angelegt, um das bei den langfristigen Versuchsflächen unvermeidlich lange Warten auf Ergebnisse zu vermeiden. Als Kompromiss bietet sich das Intervallflächenkonzept an. Die Intervallflächen werden wie die unechten Zeitreihen auf ein möglichst breites Spektrum von Ausgangszuständen verteilt. Im Unterschied zu diesen werden sie aber mindestens einmal wieder aufgenommen.

Langfristig beobachtete Dauerversuchsflächen

Unser gegenwärtiges Wissen über die Entwicklung unterschiedlicher Waldökosysteme beruht sich zu einem großen Teil auf Daten aus langfristigen Versuchsflächen, die über lange Zeiträume hinweg wiederholt aufgenommen wurden. Die Datenerfassung am gleichen Objekt erstreckte sich über viele Jahrzehnte und die Devise des *eisernen Durchhaltens* hat dafür gesorgt, dass Versuchsflächendaten selbst

während der Kriegsjahre erhoben wurden. Die Beobachtungen aus langfristigen Versuchsflächen bildeten eine wichtige Grundlage für die Entwicklung von Wuchsmodellen für ganz bestimmte waldbauliche Maßnahmenfolgen. Die für Standard-Durchforstungsprogramme entwickelten Wuchsmodelle heißen *Ertragstafeln*.

Abb. 5-1 zeigt eine langfristige Versuchsfläche mit drei aufeinander folgenden Höhenmessungen (t bezeichnet die Zeitachse; die weißen Bäume wurden im Zuge von Durchforstungen entnommen).

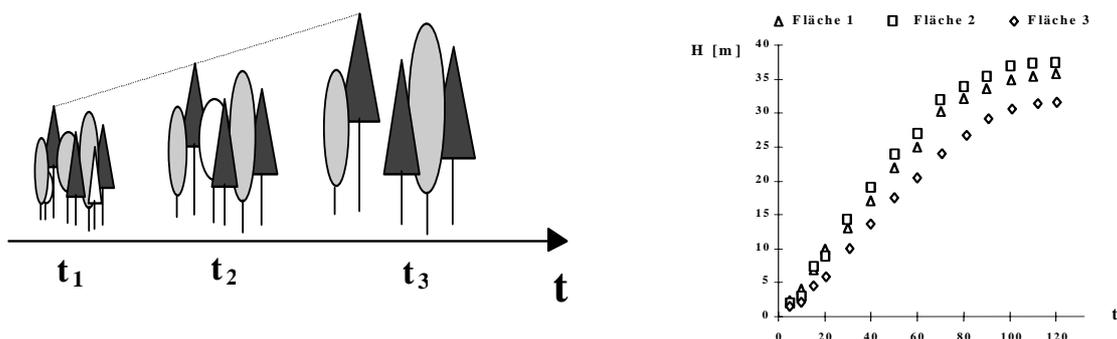


Abbildung 5-1. Links: eine langfristige Versuchsfläche mit drei aufeinander folgenden Höhenmessungen (t bezeichnet die Zeitachse; die weißen Bäume wurden im Zuge von Durchforstungen entnommen). Rechts: eine hypothetische Datenserie aus drei langfristigen beobachteten Versuchsflächen.

Ein häufig verwendetes Modell zur Beschreibung der Altershöhenentwicklung ist die *Chapman-Richards-Funktion*.

$$H = a_0 \cdot \left[1 - e^{-a_1 t} \right]^{a_2} \quad 5-1$$

H bezeichnet die Bestandeshöhe [m] und t das Bestandesalter [Jahre]. a_0 , a_1 und a_2 sind empirische Modellparameter.

Datenbestände aus langfristigen Versuchsflächen weisen den Vorzug auf, dass sie sich für die Beschreibung *polymorpher* Wachstumsgänge eignen. Für jede Fläche kann ein eigenes Höhenmodell entwickelt werden. Das Modell ist *polymorph*, wenn die formbestimmenden Parameter a_1 und a_2 als Funktion der Höhenbonität oder als Funktion komplexer Standortfaktoren (Temperatur, Feuchte, Nährstoffgehalt) geschätzt werden (Kahn, 1994). Beispiele solcher Höhenmodelle finden sich bei Jansen et al. (1996). Auf diese Weise ist es möglich, polymorphe Höhenmodelle mit überkreuzenden (*non-disjoint*) Höhenkurven zu entwickeln (Clutter et al., 1983). Zahlreiche Ertragstafeln wurden auf der Basis von Daten aus langfristigen Versuchsflächen erstellt (Schober, 1987; Jansen et al., 1996; Rojo u. Montero, 1996). Auch Einzelbaum-Wuchsmodelle wie *BWin* (Nagel, 1994), *Silva* (Pretzsch, 1992), *Prognaus* (Sterba u. Monserud, 1997), und *Moses* (Hasenauer et al., 1995), stützen sich ebenfalls auf Daten aus langfristigen Versuchsflächen.

Da Forschungsmittel auch in Zukunft nur beschränkt zur Verfügung stehen werden, wird es nicht möglich sein, die große Vielfalt der möglichen Ausgangszustände und Eingriffsvarianten auch nur annähernd mit langfristigen Flächen abzudecken. Langfristige Versuchsflächen sind für viele Fragestellungen unabdingbar, aber u. U. muss man sehr lange auf brauchbare Daten warten. Außerdem wird das Versuchsziel nicht immer erreicht, da Flächen durch widrige Umstände vorzeitig zerstört werden können.

Unechte Zeitreihen

Eine schnelle Lösung, wenn überhaupt nichts über die Waldentwicklung bekannt ist, bieten temporäre Versuchsflächen. Eine temporäre Versuchsfläche wird nur einmal aufgenommen. In ihrer Gesamtheit decken die Flächen eine möglichst große Bandbreite von Entwicklungsstadien und Standortvarianten ab. So wird die zeitliche Abfolge von Wiederholaufnahmen durch ein räumliches Nebeneinander einmaliger Aufnahmen ersetzt. Es handelt sich also nicht um eine *echte*, sondern um eine *unechte* Zeitreihe der Aufnahmen.

Diese Methode wurde bereits im 19. Jahrhundert verwendet (Kramer, 1988, S. 97; Assmann, 1953; Wenk et al., 1990, p. 116; Sterba, 1991). Beim sog. *Streifenverfahren* wurden Daten aus zahlreichen normal bestockten Flächen unterschiedlichen Alters erhoben, um Ertragstafeln zu erstellen (Baur, 1877). Beim *Weiserverfahren* nach Hartig (1868) wurde das Wachstum einzelner Bäume mit Hilfe von Stammanalysen rekonstruiert. Dadurch konnten sehr schnell Informationen über das Wachstum gewonnen werden.

Das Prinzip ist in Abb. 5-2 schematisch dargestellt. Die Flächen unterschiedlichen Alters sind durch eine vertikale Linie voneinander getrennt. Die x -Achse beschreibt sehr vereinfacht die Baumpositionen. Das Symbol t bezeichnet die Zeitachse.

Unechten Zeitreihen in Kombination mit Stammanalysen spielen immer noch eine gewisse Rolle, insbesondere dort, wo Daten aus langfristig beobachteten Versuchsflächen nicht verfügbar sind (s. z.B. Lee, 1993; Biber, 1996). Es ist natürlich möglich, die Entwicklung einer Zustandsvariablen (wie z.B. der Baumhöhe) mit Hilfe einer Stammanalyse zu rekonstruieren. Das Problem bei diesem Vorgehen liegt darin, dass die Rekonstruktion früherer Nachbarschaftskonstellationen mit Fehlern behaftet ist. In der Fläche 3 in Abb. 2 zum Beispiel ist ein früherer Konkurrent mit einem Fragezeichen versehen. Über diesen Baum ist nichts bekannt, außer vielleicht die Überbleibsel eines Stockes.

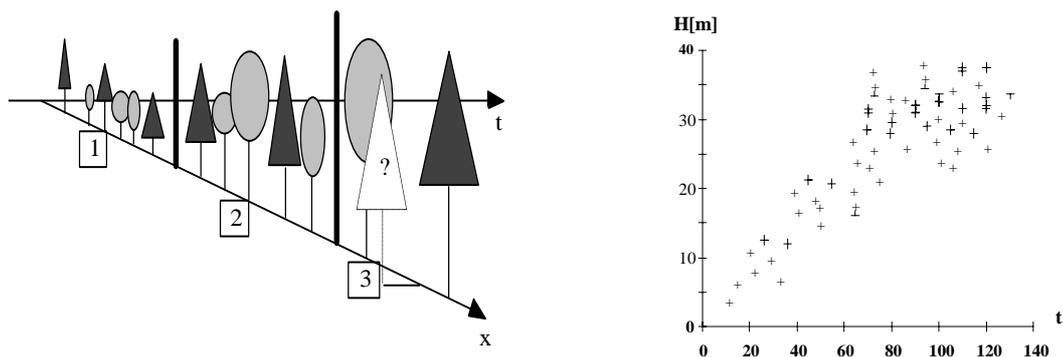


Abbildung 5-2. Links: Drei temporäre Versuchsflächen unterschiedlichen Alters; die x-Achse beschreibt die Baumpositionen; t definiert die Zeitachse (vgl. Biber, 1996, S. 27). Rechts: Unabhängige Altershöhendaten aus unechten Zeitreihen.

Nach dem 2. Weltkrieg wurden einige Ertragstafeln auf der Basis von Daten aus unechten Zeitreihen erstellt, zum Beispiel die Modelle von Hamilton u. Christie (1971) und Madrigal et al. (1992). Diese Ertragstafeln geben lediglich die Waldentwicklung für standardisierte Waldbauprogramme wieder und können nicht für die Simulation unterschiedlicher Durchforstungsvarianten eingesetzt werden (Alder, 1980).

Die Beschränkung beim Streifenverfahren liegt darin, dass keine Veränderungsdaten vorliegen, sondern lediglich unabhängige Altershöhenwerte. Daher ist es nicht möglich, ein Modell zu entwickeln, das für die Fortschreibung realer Zustandsgrößen verwendet werden kann. Beim aufwendigen Weiserverfahren, das für die Untersuchung des Wachstums einzelner Bäume geeignet ist, liegt die Beschränkung in der Unsicherheit bei der Rekonstruktion der historischen Konkurrenz. Das unmittelbare Umfeld der untersuchten Bäume ist in der Regel nicht bekannt. Auch können bestimmte Variablen nicht ermittelt werden, wie z.B. die Veränderung der Baumkrone.

Obwohl eine *unechte* Zeitreihe für die Wachstumsmodellierung ungeeignet ist, können durch die Aufnahme unterschiedlicher Entwicklungsstadien wertvolle Informationen über Beziehungen zwischen Wachstumsgrößen gewonnen werden. Tab. 5-1 zeigt beispielhaft die Elementgehalte unterschiedlich alter Kiefernbestände (Rademacher, 2002).

25jähriger Jungbestand - Kiefer Fuhrberg

Einzelkompartimente	BM (t/ha)	N (kg/ha)	P (kg/ha)	K (kg/ha)	Ca (kg/ha)	Mg (kg/ha)
Nadeln	3,2	44,7	4,4	14,8	7,3	2,3
Zweige+Äste+Zopf<7cm	31,1	79,3	6,6	36,2	42,7	12,2
Schaftrinde>7cm	3,3	11,1	1,1	3,5	21,3	1,1
Schaftholz>7cm	16,3	14,9	0,5	10,6	30,3	3,3
Stöcke	2,2	2,9	0,2	1,6	5,7	0,5
Grobwurzeln	4,9	7,1	0,9	5,4	3,7	1,3
Feinwurzeln	4,1	24,1	2,7	7,2	3,4	1,3
Gesamtbiomasse	65,0	184,1	16,2	79,2	114,5	22,0

46jähriger mittelalter Bestand

Einzelkompartimente	BM (t/ha)	N (kg/ha)	P (kg/ha)	K (kg/ha)	Ca (kg/ha)	Mg (kg/ha)
Nadeln	6,5	99,2	8,9	35,6	19,9	5,4
Zweige+Äste+Zopf<7cm	27,5	126,2	10,6	46,7	99,2	14,3
Schaftrinde>7cm	8,0	22,8	2,2	9,9	47,9	3,7
Schaftholz>7cm	77,5	68,2	2,1	22,7	54,8	14,6
Stöcke	9,5	10,1	0,5	3,6	11,4	2,0
Grobwurzeln	18,9	32,6	3,6	21,8	14,4	4,7
Feinwurzeln	4,1	24,1	2,7	7,2	3,4	1,3
Gesamtbiomasse	152,0	383,2	30,5	147,4	251,1	46,1

115jähriger Altbestand

Einzelkompartimente	BM (t/ha)	N (kg/ha)	P (kg/ha)	K (kg/ha)	Ca (kg/ha)	Mg (kg/ha)
Nadeln	2,9	50,0	3,3	12,6	9,2	2,1
Zweige+Äste+Zopf<7cm	15,2	55,9	3,6	15,4	30,1	5,0
Schaftrinde>7cm	7,9	31,7	2,4	10,6	66,2	3,8
Schaftholz>7cm	104,3	47,9	2,7	27,3	71,4	16,7
Stöcke	11,9	8,2	0,5	3,9	14,3	2,1
Grobwurzeln	22,2	39,7	2,3	19,0	18,8	5,4
Feinwurzeln	4,1	24,1	2,6	1,2	3,4	1,3
Gesamtbiomasse	168,4	257,3	17,5	96,1	213,3	36,4

Tabelle 5-1. Altersabhängige Biomassen- und Elementverteilung in unterschiedlichen Baumkompartimenten für die Baumart Kiefer (Rademacher 2002).

Aus den Analysen unterschiedlich alter Bestände ergibt sich schließlich ein Gesamtbild der altersabhängigen Biomassen- und Elementverteilungen in unterschiedlichen Baumkompartimenten. Aus Sicht der Waldwachstumsforschung besonders interessant sind die von Rademacher (2002) erarbeiteten baumartenspezifischen und altersabhängigen Verteilungen der Elementvorräte und Biomassen für (Eichen-) Kiefern-, Fichten- und Buchenbestände. Auf der Basis solcher Daten können nützliche Beziehungen zwischen dem Bestandesalter, den Biomasseanteilen und den Elementgehalten entwickelt werden (Abb. 5-3).

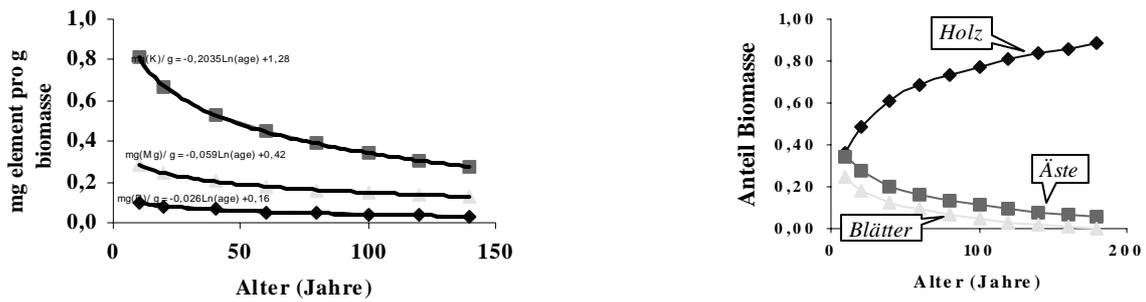


Abbildung 5-3. Beziehungen zwischen dem Bestandesalter und den Elementgehalten (links) und den Biomasseanteilen in unterschiedlichen Baumkompartimenten (rechts).

Unter Berücksichtigung des hohen Erfassungs- und Analyseaufwandes sind solche über einen langen Zeitraum konsequent verfolgte Untersuchungen eher selten. Die Ergebnisse sind daher besonders wertvoll.

Intervallflächen

Einen Kompromiss bieten Versuchsflächen, die mindestens zwei Mal aufgenommen werden, zu Beginn und am Ende eines Zeitintervalls, in dem keine forstlichen Eingriffe oder andere Störungen auftreten. Wir bezeichnen sie als *Intervallflächen*. Der Zeitintervall zwischen aufeinander folgenden Aufnahmen sollte lang genug sein, um abnormale Witterungsschwankungen auszugleichen. Die charakteristischen Merkmale des Intervallflächenkonzeptes sind in Abb. 5-4 dargestellt.

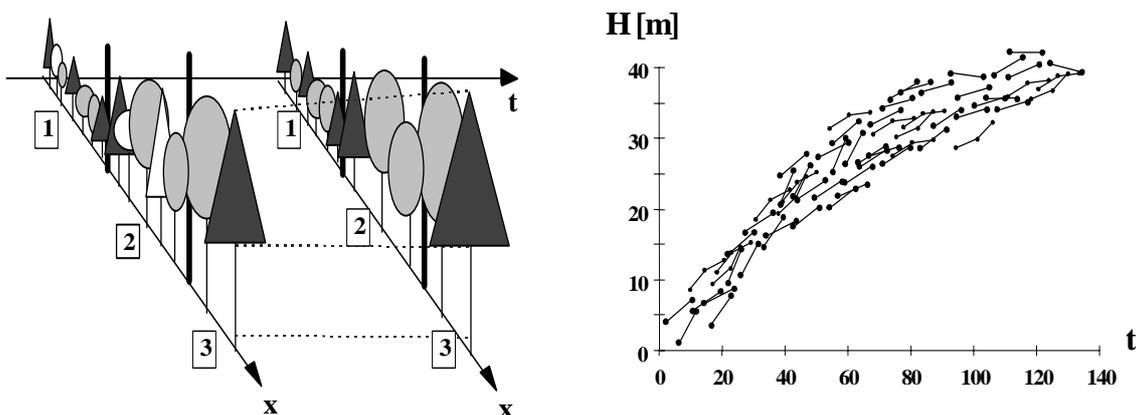


Abbildung 5-4. Links drei Intervallflächen: weiße Bäume wurden während einer Durchforstung entfernt. Rechts: Intervalldaten als Grundlage für Modellierung der Zustandsänderung.

Intervallflächen weisen zugleich die Vorzüge der unechter Zeitreihen, die große Bandbreite von Ausgangszuständen und die geringen Wartezeiten bis die Daten verfügbar sind, und der langfristigen Versuchsflächen auf, die die Änderungsraten für unterschiedliche Ausgangszustände liefern (z.B. Änderungsraten von Kronenansatzhöhen).

Der Intervall ist ein Zeitabschnitt ungestörten Wachstums. Waldbauliche Maßnahmen dürfen zwischen den beiden Aufnahmen nicht stattfinden (daher ist die *Kontrollstichprobe* für diese Art der Datengewinnung nicht geeignet). Die Datenerfassung sollte zeitgleich mit einer Durchforstung erfolgen. So werden sowohl wachstums- als auch eingriffsbedingte Veränderungen erfasst. Besonders wichtig für die Modellierung der Waldentwicklung, und bisher kaum berücksichtigt, sind nämlich die eingriffsbedingten Zustandsveränderungen. Durchforstungsbedingte Veränderungen können zu Beginn (t_1) oder am Ende einer Wachstumsperiode (t_2) erfasst werden, oder zu beiden Zeitpunkten. In der linken Grafik der Abb. 5-5 liegt ein Eingriff zwischen Anfangs- und Endaufnahme. Die Veränderung der Wachstumsgröße W kann daher nicht ermittelt bzw. durch Freistellung erklärt werden. Im rechten Bild fallen Eingriffszeitpunkt und Aufnahmezeitpunkt zusammen. Daher ist es möglich, sowohl eingriffsbedingte Strukturveränderungen als auch wachstumsbedingte Dimensionsveränderungen zu erfassen.

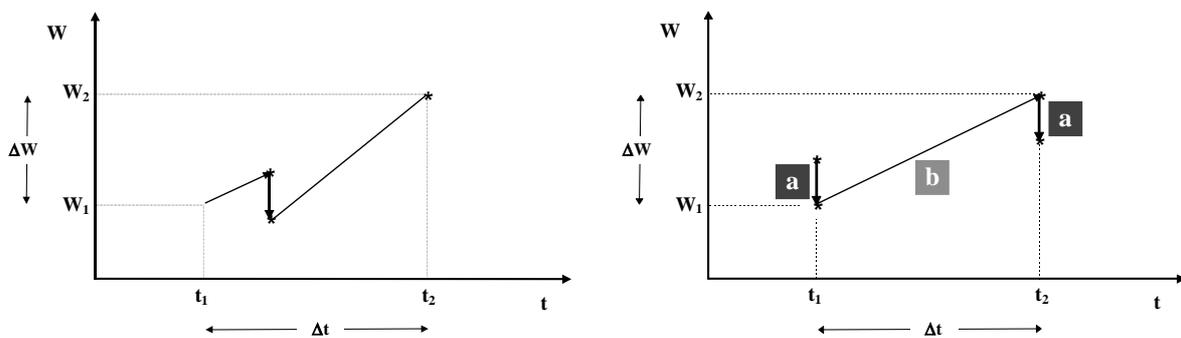


Abbildung 5-5. Zwei aufeinander folgende Aufnahmen zur Ermittlung der Veränderungsrate einer Zustandsvariablen W . Links falsche Anwendung des Prinzips: die Auswirkung des Eingriffs im Intervall ist unbekannt, daher bietet ΔW keine brauchbare Information. Rechts korrekte Anwendung: zwei Arten der Veränderung werden erfasst – die Änderungen als Folge a) einer Durchforstung und b) natürlichem Wachstum.

Ein gebräuchlicher Modelltyp für die Nutzung von Intervalldaten ist die *algebraische Differenzen-Form einer Wachstumsfunktion*. Dieser Modelltyp wurde bisher vor allem bei der Modellierung raschwüchsiger Baumarten verwendet (vgl. Anwendungen durch Clutter et al. 1983; Ramirez-Maldonado et al., 1988; Forss et al., 1996). Die *algebraische Differenzen-Form* der Gl. (5-1), zum Beispiel lässt sich wie folgt ausdrücken:

$$H_2 = H_1 \cdot \left[\frac{1 - e^{-a_1 t_2}}{1 - e^{-a_1 t_1}} \right]^{a_2} \quad 5-2$$

Mit H_1, H_2 = Bestandesoberhöhe im Alter t_1 und t_2 ,
 a_1, a_2 = empirische Modellparameter.

Das Intervallflächenkonzept bietet den Vorzug, dass innerhalb relativ kurzer Zeiträume die Änderungsraten für eine große Vielfalt von Ausgangszuständen erfasst werden können. Ein weiterer Vorzug liegt in der Flexibilität. Intervallflächen können jederzeit aufgegeben werden, nachdem mindestens ein Intervall erfasst wurde. Es mag sogar vorteilhafter sein, eine Intervallfläche aufzugeben und nicht weiterzuführen, stattdessen aber eine neue Fläche anzulegen. Die Kosten einer Neuanlage übersteigen die Kosten der Weiterführung. Allerdings wird bei jeder Neuanlage die Vielfalt der Ausgangszustände erhöht und das ist häufig eine wünschenswerte Option.

Es gibt immer wieder Fragestellungen, die nur auf der Basis langfristiger Versuchsflächen beantwortet werden können. Langfristige Veränderungen im Wuchsverhalten der Bäume in Reaktion auf klimatische Einflüsse oder als Folge von Veränderung der Standortbedingungen können nur an Beständen untersucht werden, deren Entwicklung über lange Zeiträume hinweg verfolgt wurde.

Auf langfristige Versuchsflächen kann nicht verzichtet werden, aber die Anzahl solcher Intensivflächen wird aus Kostengründen nie sehr hoch sein können. Deshalb wird man aus ihnen nicht mehr, wie bisher im Fall der Ertragstafel für gleichaltrige Reinbestände, die notwendigen Informationen für die Wachstumsmodellierung erhalten. Durch die große Vielfalt möglicher Ausgangszustände und Eingriffsvarianten ist der Nutzen der bestehenden Versuchsflächen begrenzt. Auch die Betriebsinventuren und Kontrollstichproben der Forsteinrichtung bieten keine guten Daten für die Wachstumsmodellierung, da sie nicht zum Zeitpunkt der Eingriffe aufgenommen werden. Das gleiche gilt für Stammanalysen, deren Daten keinen Aufschluss über das historische Umfeld und die Kronenentwicklung des untersuchten Baumes geben.

Angesichts der begrenzten Mittel und der stets zunehmenden Vielfalt der Waldstrukturen und Mischungsformen erscheint eine grundsätzliche Neuorientierung im forstlichen Versuchswesen erforderlich. Eine stärkere Einbindung der Versuchsanstalten mit ihren Erfahrungen im Versuchswesen wäre bei der Konzeption und Durchführung der Betriebsinventuren erforderlich. Eine vernünftig geplante Datengewinnung braucht nicht auf die Erhebung von Kontrollinformationen beschränkt sein, sondern könnte gleichzeitig dringend benötigte Informationen über die Waldentwicklung bereitstellen, zum Beispiel im Rahmen der Weiserflächennetze.

Regionale Produktionsmodelle

Regionale Produktionsmodelle ermöglichen die Schätzung der Holzerträge innerhalb größerer Waldregionen. Dabei handelt es sich um hochaggregierte Prognosen auf der Basis stark vereinfachter Annahmen, bei denen die Standortbedingungen und die forstliche Bewirtschaftung als konstant vorgegeben werden. Beispiele sind

die Ertragstafeln und einfache mathematische Produktionsfunktionen. Eine Voraussetzung für die Anwendung solcher Produktionsmodelle ist zunächst das Verständnis der Beziehungen zwischen der Gesamtwuchsleistung, dem durchschnittlichen Gesamtzuwachs und dem laufenden Zuwachs.

Gesamtwuchsleistung und Zuwachs

Die altersbezogene Wuchsleistung eines Waldes wird mit Hilfe der Variablen *Gesamtwuchsleistung*, *durchschnittlicher Gesamtzuwachs*, *laufender Zuwachs* und *periodischer Zuwachs* beschrieben. Die *Gesamtwuchsleistung* im Alter t (GWL_t) ist gleich dem Vorrat des verbleibenden Bestandes im Alter t (V_t) plus der Summe der Vornutzungsmassen (Df_i) bis zum Alter t :

$$GWL_t = V_t + \sum_{i=1}^t Df_i \quad 5-3$$

Beispiel: Ein 80-jähriger Fichtenbestand mit $V_{80} = 550 \text{ m}^3 / \text{ha}$ und $\sum_{i=1}^{80} Df_i = 250 \text{ m}^3 / \text{ha}$, also $GWL_{80} = 800 \text{ m}^3 / \text{ha}$.

Der *durchschnittliche Gesamtzuwachs* im Alter t (DGZ_t) ist gleich der GWL_t geteilt durch das Bestandesalter:

$$DGZ_t = \frac{GWL_t}{t} \quad 5-4$$

Beispiel: Für den Fichtenbestand ergibt sich $DGZ_{80} = \frac{800}{80} = 10 \text{ m}^3 / \text{J} / \text{ha}$.

Der *laufende Zuwachs* (LZ_t) ist gleich der Tangentensteigung an die Wachstumskurve und beschreibt die Wachstumsrate im Alter t :

$$LZ_t = GWL' = \frac{dGWL}{dt} \quad 5-5$$

Der laufende Zuwachs kulminiert bei maximaler Tangentensteigung, also im Wendepunkt der Wachstumskurve. Der durchschnittliche Gesamtzuwachs hat sein Maximum dort, wo die Tangente an die Wachstumskurve durch den Ursprung geht, also zu dem Zeitpunkt, wo der durchschnittliche Zuwachs gleich dem laufenden Zuwachs ist. Bis zu diesem Zeitpunkt liegt der laufende Zuwachs über, danach unter dem durchschnittlichen Zuwachs.

Die Begriffe GWL , LZ und DGZ haben also nur eine Bedeutung im Zusammenhang mit dem Bestandesalter.

Beispiel: Anwendung einer hypothetischen Wachstumsfunktion für Kiefernbestände in Niedersachsen:

$$GWL_t = 1800 \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \quad GWL_t' = 1800 \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \cdot \frac{100}{t^2} = \frac{180000}{t^2} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)}$$

$$DGZ_t = \frac{1800}{t} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \quad DGZ_t' = \frac{1800}{t} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \cdot \frac{100}{t^2} - \frac{1800}{t^2} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)}$$

Kulmination des DGZ:

$$DGZ_t' = 0 = \frac{1800}{t} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \cdot \frac{100}{t^2} - \frac{1800}{t^2} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \quad \rightarrow \frac{100}{t^2} = \frac{1}{t} \rightarrow t = 100$$

Kulmination des LZ:

$$GWL'' = \frac{180000}{t^2} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} \cdot \frac{100}{t^2} - \frac{360000}{t^3} \cdot e^{-\left(\frac{100}{t}\right)} = 0 \quad \rightarrow \frac{50}{t^4} = \frac{1}{t^3} \quad \rightarrow t = 50$$

Das Bestandesvolumen in *Pinus elliottii*-Plantagen im Süden des US-Staates Georgia kann u. a. mit Hilfe der nachstehenden Gleichung geschätzt werden (Pienaar et al., 1990):

$$V = 0.043 \cdot SI^{1.70} \left[1 - 1.058 \cdot e^{-0.0082NP^{0.349} \cdot t} \right]^{3.187} \quad 5-6$$

mit V = Vorrat [cunits/acre, o.R.]
 SI = absolute Höhenbonität: Oberhöhe [Fuß] im Alter 25
 NP = im Alter 2 überlebende Stammzahl pro acre
 t = Bestandesalter [Jahre]

Die wesentlichen Zusammenhänge zwischen den drei Wachstumsgrößen sind in Abb. 5-6 dargestellt. Der *periodische Zuwachs* in der Altersspanne $t_1 - t_2$ ($PZ_{t_1-t_2}$) ist gleich der Gesamtmassenproduktion pro Zeiteinheit in einem vorgegebenen Alters- oder Zeitintervall:

$$PZ_{t_1-t_2} = \frac{GWL_{t_2} - GWL_{t_1}}{t_2 - t_1} = \frac{\Delta GWL}{\Delta t} \quad 5-7$$

Beispiel: $GWL_{65} = 470 \text{ m}^3/\text{ha}$; $GWL_{60} = 400 \text{ m}^3/\text{ha}$, also $PZ_{60-65} = 70/5 = 14 \text{ m}^3/\text{J}/\text{ha}$



Tafel 5-1. Taiga-Waldlandschaft in der Nordmongolei

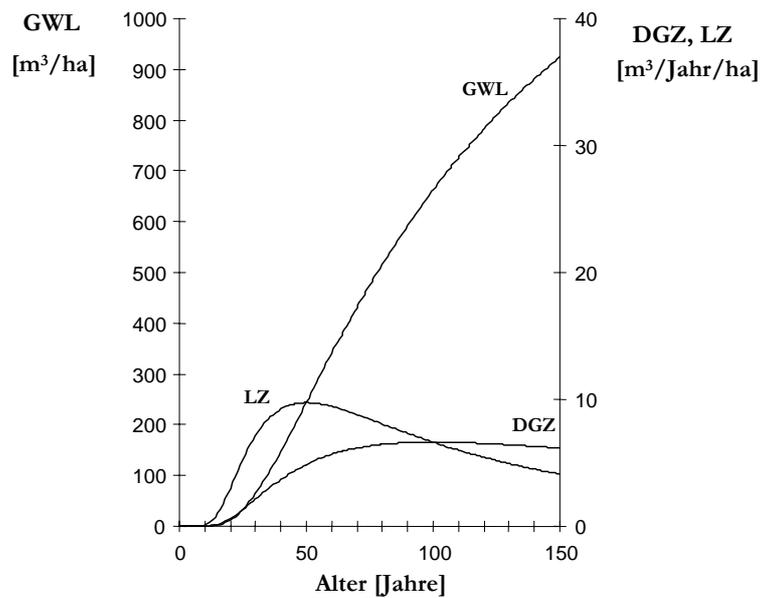


Abbildung 5-6. Beziehung zwischen Gesamtwuchsleistung (GWL), durchschnittlichem Gesamtwuchs (DGZ) und laufendem Zuwachs (LZ).

Der periodische Zuwachs kann altersunabhängig erfasst werden. Er findet daher sowohl im schlagweisen als auch im nichtschlagweisen Betrieb Anwendung. Die Berechnung des periodischen Zuwachses wird beispielhaft mit Hilfe der Abb. 5-7 dargestellt.

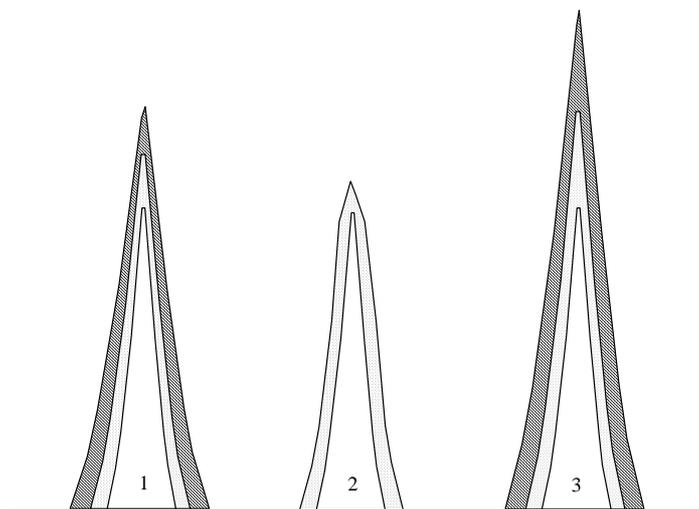


Abbildung 5-7. Bestand mit drei Bäumen zur Erläuterung des periodischen Zuwachses (Nach Sterba, 1991).

Der weiße Kern kennzeichnet das Schaftvolumen zum Zeitpunkt t_1 . Bis zum Zeitpunkt t_2 haben die Bäume den dunklen Zuwachsmantel angelegt. Zu diesem Zeitpunkt ist ein Baum entnommen worden. Bis zum Zeitpunkt t_3 haben die Bäume des verbleibenden Bestandes einen weiteren Zuwachsmantel (schraffiert) angelegt.

Der periodische Gesamtzuwachs des Bestandes ist also gleich der Summe der dunklen und der schraffierten Zuwachsmäntel, oder:

$$\begin{aligned} PZ_{t_1-t_3} &= (V_{13}-V_{11}) + (V_{22}-V_{21}) + (V_{33}-V_{31}) \\ &= (V_{13}+V_{33}) - (V_{11}+V_{21}+V_{31}) + V_{22} \\ &= V_E - V_A + N \end{aligned}$$

wobei V_E = Endvorrat, V_A = Anfangsvorrat, N = Nutzung.

Da die Nutzung, das liegende Holz nach dem Einschlag, nicht immer bestandesweise erfasst wird (und die geerntete Holzmenge ohnehin geringer ist als der ausscheidende stehende Vorrat) erfordert die Schätzung des periodischen Zuwachses in der Praxis besondere Aufnahmefethoden, wie zum Beispiel eine Inventur des ausscheidenden Bestandes vor dem Einschlag.

Normalertragstafeln

Mit der Konstruktion der Ertragstafeln am Ende des 18. Jahrhunderts wurden die ersten Waldwachstumsmodelle geschaffen, die die Bestandesentwicklung auf der Basis von Bestandesmittel- und -summenwerten nachbilden (s. z.B. Paulsen, 1795). Die Ertragstafeln stellen die wichtigsten Bestandeskennwerte von Reinbeständen bei definierter Behandlung in festen zeitlichen (meist fünfjährigen) Intervallen tabellarisch dar. Die bisher in Deutschland veröffentlichten Ertragstafeln waren meist Regionaltafeln auf der Grundlage von Dauerversuchsflächen der Versuchsanstalten. Die ersten Ertragstafeln entstanden gegen Ende des 19. und im ersten Drittel des 20. Jahrhunderts². Die Ertragstafel von Schober (1972) sind auf Basis der Arbeiten von Schwappach (1911) und Wiedemann (1931) entstanden. Sie findet vor allem im nordwestdeutschen Raum der Bundesrepublik Deutschland Anwendung, da die Datengrundlage für ihre Konstruktion aus der Versuchsflächen der ehemaligen Preußischen Versuchsanstalt (heute der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt) und des ehemaligen Instituts für Forstwissenschaften, Abteilung Ertragskunde Eberswalde in der DDR stammen. Die Ertragstafeln von Schober unterscheiden die Durchforstungsarten „mäßig“ und „stark“. Die Buchenertragstafel von Dittmar et al. (1986) findet vor allem in den neuen Bundesländern Verwendung.

Die Ertragstafeln sind aus dem tatsächlichen Wachstumsgang vieler Versuchsflächen hergeleitet worden. Sie sind allgemein verständliche und einfach zu handhabende Modelle des Wachstumsganges der wichtigsten Baumarten und fanden seit jeher breite Anwendung in der traditionellen Forstplanung. Eine Normalertragstafel ist ein Wuchsmodell, das die Entwicklung gleichaltriger Reinbestände unter de-

² Baur, (1881), Schwappach (1890), Eberhard (1902), Grundner (1904); Wimmenauer (1914), Dietrich (1925), Wiedemann (1931).

finierten statischen Wuchsbedingungen beschreibt. Die Funktion der Ertragstafel beschränkt sich nicht auf die Prognose der Bestandesentwicklung, sondern sie dient auch als Orientierungshilfe bei der periodischen Nutzungsplanung und hat eine Bedeutung bei der Besteuerung von Forstbetrieben. Eine besonders wichtige Funktion ist die Schätzung von Bestandesparametern im Rahmen der Inventur. Grob gegliedert nach der Standortsproduktivität werden die Entwicklung des verbleibenden Bestandes und die ausscheidenden Vornutzungserträge für Bestände geschätzt, die nach bestimmten Vorgaben begründet und durchforstet werden (Tab. 5-2).

Die tabellarische Darstellung hat sich erstaunlicherweise während der letzten 200 Jahre kaum geändert (Paulsen, 1795; Hartig, 1847; Weise, 1880; Schwappach, 1890; Gerhardt, 1930; Wiedemann, 1949; Schober, 1995). Das ist zweifellos ein Anzeichen dafür, dass die Ertragstafel die Anforderungen der mittel- und langfristigen Waldbauplanung über einen langen Zeitraum hinweg erfüllen konnte. Ertragstafeln schätzen die Entwicklung ertragskundlich relevanter Größen des verbleibenden und des ausscheidenden Bestandes für eine begrenzte Anzahl typischer Eingriffsfolgen. Ihre Aufgabe besteht darin, die geplanten Durchforstungseingriffe operational zu beschreiben, die anfallenden Nutzungserträge zu schätzen und die Bestandesentwicklung nach einem Eingriff zu prognostizieren.

Alter [Jahre]	verbleibend				ausscheidend	
	Stamm- zahl	BHD [Zoll]	Höhe [Fuß]	Vorrat [Klafter]	Stamm- zahl	Vorrat [Klafter]
20	3644	2	12	5.95	-	-
28	911	4	24	11.92	2733	4.46
36	405	6	33	16.39	506	6.62
44	228	8	40	19.86	177	7.17
52	146	10	45	22.35	82	7.15
60	101	12	49	24.34	45	6.83
68	74	14	53	26.32	27	6.41
76	57	16	56	27.81	17	6.16
84	45	18	59	29.30	12	5.83
92	36	20	61	30.30	9	5.56
100	30	22	63	31.18	6	5.34
110	25	24	64	31.78	5	4.89
120	21	26	64	31.78	4	4.71

Tabelle 5-2. Buchen-Ertragstafel für gute Standorte, erstellt von Paulsen (1795). Die Stammzahl- und Vorratswerte beziehen sich auf 1 Morgen; BHD- und Höhenangaben sind Bestandesmittelwerte.

Die Angaben der Ertragstafeln gelten jeweils für eine spezielle Durchforstungsvariante, deren Art und Stärke nach der Definition des Vereins Deutscher Forstlicher Versuchsanstalten (1902) festgelegt ist (Abb. 5-8).

Grad		<i>beherrschte</i>			<i>herrschende</i>	
		5	4	3	2	1
A	verbl		●	●	●	●
	aussch	○				
B	verbl			●	◐	●
	aussch	○	○		◑	
C	verbl					◐
	aussch	○	○	○	○	◑
D	verbl		●	●	◐	◐
	aussch	○			◑	◑
E	verbl		●	●	◐	◐
	aussch	○			◑	◑

Abbildung 5-8. Vereinfachte Darstellung zur Veranschaulichung der Durchforstungsgrade (nach Schober, 1994). Teilkreis: teilweise ausscheidend/verbleibend; Vollkreis: gänzlich ausscheidend/verbleibend.

Durchforstungsgrade und Ertragstafeln bilden eine Einheit, auf deren Grundlage die mittelfristige Waldbauplanung bisher durchgeführt wurde. Eingangsgröße für die Normalertragstafel ist die Höhenbonität bzw. Ertragsklasse. Für jede Ertragsklasse ist eine Tabelle mit den Daten des ausscheidenden und verbleibenden Bestandes vorgesehen. Ein Auszug aus der Fichtenertragstafel für mäßige Durchforstung nach Wiedemann-Schober ist in Tab. 5-3 dargestellt. Auf albanischen Standorts- und Behandlungsvarianten fußende Ertragstafeln finden sich im Anhang für Rotbuche, Schwarzkiefer und einige Eichenarten.

In der Regel entwickeln sich reale Bestände aufgrund abweichender Standortbedingungen und abweichender Behandlungen nicht genau ertragstafelgemäß. Dieser Umstand wird bei der Bestandesprognose berücksichtigt, indem die Ertragstafeldaten entsprechend kalibriert werden.

Beispiel: Für einen 60-jährigen Fichtenbestand mit einer Mittelhöhe von 23 m und einer Grund-

fläche von $32 \text{ m}^2/\text{ha}$ ergibt sich: $24,7 \text{ (Ekl I)} > 23 > 20,5 \text{ (Ekl II)}$; $\frac{24,7 - 23}{24,7 - 20,5} = 0,4$ also $\text{EKI} =$

I.4. Reduktionsfaktoren: $H_{\text{red}} = 23 : 24,7 = 0,93$; $G_{\text{red}} = B^\circ = 32 : 41,9 = 0,76$. Prognose für das Alter 65: $H_{65} = 26,1 \cdot 0,93 = 24,3 \text{ m}$ und $G_{65} = 43,4 \cdot 0,76 = 33,0 \text{ m}^2/\text{ha}$

Fichte

Mäßige Durchforstung

Alter	verbleibender Bestand									ausscheidender Bestand					
	N/ha	Hm	Bonitätsrahmen		Oberhöhe		G/ha	BHD	f	V/ha	N/ha	Hm	G/ha	BHD	V/ha
			Hm	von - bis	Weise	h100									
Jahre	Stück	m	m		m	m	qm	cm	0,...	fm	Stück	m	qm	cm	fm
1	2	3	4		5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15

I.

20	5917	7,1	6,0- 8,2		7,5	8,5	26,0	7,5	212	39	-	-	-	-	-
25	4260	9,2	7,9-10,6		10,2	11,1	30,1	9,5	373	103	1657	6,6	5,0	6,2	3
30	3110	11,5	10,0-13,1		12,8	13,7	32,5	11,5	462	172	1150	8,3	5,9	8,1	13
35	2382	14,1	12,4-15,8		15,8	16,4	34,2	13,5	497	240	728	9,8	5,4	9,7	19
40	1886	16,6	14,8-18,4		18,3	19,0	35,5	15,5	516	304	496	11,4	5,1	11,4	23
45	1548	19,0	17,0-20,9		21,1	21,4	37,1	17,5	518	365	338	13,6	4,2	12,6	24
50	1326	21,2	19,0-23,1		23,5	23,7	38,7	19,3	516	423	222	15,4	3,3	13,8	25
55	1148	23,1	20,9-25,0		25,2	25,5	40,3	21,1	513	478	178	17,6	3,0	14,6	26
60	1007	24,7	22,6-26,7		26,9	27,1	41,9	23,0	511	529	141	19,6	2,7	15,6	27
65	887	26,1	24,0-28,1		28,3	28,4	43,4	25,0	507	574	120	21,3	2,6	16,6	29
70	787	27,4	25,3-29,5		29,6	29,7	44,7	26,9	502	615	100	22,7	2,7	18,5	32
75	702	28,6	26,5-30,6		30,7	30,8	45,8	28,8	496	650	85	24,3	2,8	20,5	35
80	631	29,7	27,6-31,7		31,7	31,8	46,7	30,7	491	681	71	25,3	2,9	22,8	37
85	571	30,7	28,6-32,8		32,7	32,7	47,4	32,5	485	706	60	26,4	3,0	25,2	40
90	520	31,6	29,6-33,7		33,5	33,5	47,9	34,2	479	725	51	28,0	3,0	27,4	42
95	475	32,5	30,5-34,6		34,4	34,4	48,2	35,9	473	741	45	29,5	3,0	29,1	43
100	435	33,3	31,3-35,4		35,3	35,1	48,3	37,6	469	754	40	31,0	3,0	30,9	46
105	399	34,1	32,1-36,1		36,4	35,8	48,2	39,2	463	761	36	32,2	3,0	32,6	47
110	366	34,8	32,8-36,8		36,8	36,4	48,0	40,9	458	765	33	33,4	3,0	34,0	48
115	336	35,4	33,4-37,4		37,4	36,9	47,7	42,5	454	767	30	34,0	3,0	35,7	48
120	308	35,9	34,0-37,8		37,6	37,3	47,4	44,3	451	767	28	34,6	2,9	36,3	48

Tabelle 5-3. Auszug aus der Ertragstafel Wiedemann-Schober für Fichtenbestände, mäßige Durchforstung (N/ha = Stammzahl pro ha; Hm = Mittelhöhe m; G/ha = Grundfläche m²/ha; BHD = mittlerer Brusthöhendurchmesser cm; f = Derbholzformzahl; V/ha = Derbholzvolumen m³/ha).

Eine Zusammenstellung europäischer Normalertragstafeln ist in Tab. 5-4 aufgeführt.³ Die von Kramer (1990) aus den Ertragstafeln abgeleitete *Nutzungsplanung* und die Z-Baum-Ertragstafeln von Klädtke (1992) ermöglichen die Schätzung der mittelfristigen Vornutzungserträge bei unterschiedlicher Ausgangsbestockung und vorgegebener Zielbestockung. Die Erweiterung dieser Verfahren im Hinblick auf die Schätzung von Holzsortimenten und der Vergleich unterschiedlicher Bestandesentwicklungen (Knoke u. Plusczyk, 2001; Konitzer, 2000) gehören zu den wichtigen Aufgaben der praxisorientierten Waldforschung.

³ Normalertragstafeln für Mischbestände wurden z.B. von Wiedemann (1942, 1949) und Bonnemann (1939, 1956) entwickelt. Diese Hilfsmittel wurden aber in der Praxis wegen der vielfältigen realen Mischungsverhältnisse kaum verwendet.

Ertragstafel	Alter (J)	H _o (m)	dGZ _{max} (m ³ /J/ha)
Fichte			
ASSMANN U. FRANZ 1963	100	40,0	17
ZIMMERLE 1933	100	36,7	17
WIEDEMANN 1936/42	100	35,2	12
GUTTENBERG 1915 U. FRAUENDORFER 1959	100	37,3	15
GRIES 1965	100	38,2	14
FRAUENDORFER 1959	100	39,0	15
MØLLER 1933	70	32,0	19
ERIKSSON 1976	78	32,7	14
HAMILTON U. CHRISTIE 1971	80	36,7	21
WENK ET AL. 1985	100	37,8	15
EIDG. ANSTALT FORSTL. VERSUCHSWESEN 1983	100	44,6	19
Douglasie			
BERGEL 1985	100	48,0	20
KENK U. HRADETZKY 1984	100	54,0	23
HENGST 1958	75	34,7	15
HAMILTON U. CHRISTIE 1971	80	41,2	22
DECOURT 1972	65	36,6	20
KARLBERG 1961	61	36,2	21
Kiefer			
ZIMMERLE 1933	100	30,4	8
WIEDEMANN 1943	100	28,0	8
LEMBCKE ET AL. 1975	100	34,4	12
PETTERSON 1954	100	28,0	6
ANDERSSON 1963	100	24,0	6
HAMILTON U. CHRISTIE 1971	100	31,1	13
Buche			
SCHOBER 1972	100	32,4	8
DITTMAR ET AL. 1983	100	36,9	10
KENNEL 1972b	100	32,2	7
MØLLER 1933	100	33,0	13
CARBONNIER 1971	100	32,0	8
HAMILTON U. CHRISTIE 1971	100	33,0	10
EIDG. ANSTALT FORSTL. VERSUCHSWESEN 1983	100	39,2	13
JANSEN ET AL. 1996	100	40,1	11,9

Tabelle 5-4. Oberhöhe (H_o) und durchschnittlicher Gesamtzuwachs (dGZ) wichtiger Baumarten in Europa bei jeweils bester Bonität und mittlerem Ertragsniveau (nach Kramer, 1988; S. 117).

Eine weitere, erheblich schwierigere Forschungsaufgabe im Bereich der Nutzungsplanung ist die Beschreibung zukünftiger Durchforstungseingriffe. Die Prognose der Dichte-, Struktur- und Wertänderungen realer Bestände muss mit den tatsächlich im Gelände stattfindenden Veränderungen übereinstimmen.

Beispiel Regionale Ertragstafeln für die Rotbuche

Dank der Kooperation mehrerer Forschungsinstitutionen wurde es möglich, die Daten von Buchenertragstafeln aus 16 europäischen Ländern zusammenzustellen. In Tab. 5-5 sind die wichtigen Angaben zusammengefasst.

Land	Jahr	Region	Autor	Referenz
Albanien	1998		Gadow, K.v., Postoli, A.	Waldwachstum: Modelle der Waldentwicklung (in Albanisch). GTZ Publikation: 201 S.
Dänemark	1996		Skovsgaard, J. P.; Mosing, M.	Bogefoyngelser i Ostjylland. Danish forest and Landscape Research Institute
Deutschland	1972		Schober, R.	Die Rotbuche. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main.
Deutschland	1986	ehemalige DDR	Dittmar, O., Knapp, E., Lembcke, G.	DDR-Buchenertragstafel. IFE-Berichte aus Forschung und Entwicklung Heft 4 1986.
Griechenland	1999	(N. Griechen- land)	Gatzojannis, S.	Yield tables for beech stands in the forest A. Brontou Serres Prefecture, N. Greece (in Griechisch). ANΨΕΡΕ ΗΚΙΣΑΑ,12: 91-104.
Großbritannien	1971		Hamilton, G. J., Christie, J. M.	Forest Management Tables (Metric). Her Majesty's stationary office.
Italien	1974	Gargano	Gualdi, V	Ricerche auxometriche sulle faggete del Gargano. L'Italia Forestale e Montana 29:85-116.
Niederlande	1996		Jansen, J.J., Se- venster, J., Faber, P. J.	Opbrengst Tabellen voor belangrijke boomsoorten in Nederland. Landbouwniversiteit Wageningen; IBN-Rapport 221; Hinkeloord-Report No 17.
Polen	1998		Bruchwald A., Dudzinska M., Wirowski M.,	Model wzrostu dla lisciastych gatunkow drzew lesnych. Model wzrostu buka. Forest Research Institute in Warsaw.
Rumänien	1972		Giurgiu, V., De- cei, I. und Arma- sescu, S.	Biometria arborilor si arboretelor din Romania (The biometry of trees and stands in Rumania:forest mesuration tables). Ceres Verlag.
Schweden	1971	Süd Schweden	Carbonnier, C.	Studia Forestalia Suecica. Nr. 90. Royal College of Forestry, Stockholm.
Schweiz	1983		WSL Birmens- dorf	Ertragstafeln 3. Auflage
Slowakei	1998		Halaj, J., Petras, R..	Rastove tabulky hlavných drevín
Spanien	1992	Navarra	Madrigal, A., Puertas, F., Martinez, J.	Tablas de produccion para Fagus sylvatica L. en Navarra. Gobierno de Navarra, Dep. de Agricultura, Ganaderia y Montes
Tschechische Republik	1996		Cerny,M.,Parez, J. und Malik, Z	Rustove a taxacni tabulky hlavních drevín Ceske Repbliky Ministerstva zemedelství.
Ungarn	1983		Mendlik G.	Beech Yield Table (in Ungarisch). Erdeszeti-Kutatasok 75:157-162

Tabelle 5-5. Angaben zu den Buchenertragstafeln aus verschiedenen europäischen Ländern.

Um regionale Unterschiede erkennen zu können, wurden die Ertragstafeldaten für die Stammzahl-, Höhen- und Grundflächenentwicklungen getrennt parametrisiert. Zwei Beispiele normaler Ertragstafelentwicklungen sind in Abb. 5-9 dargestellt.

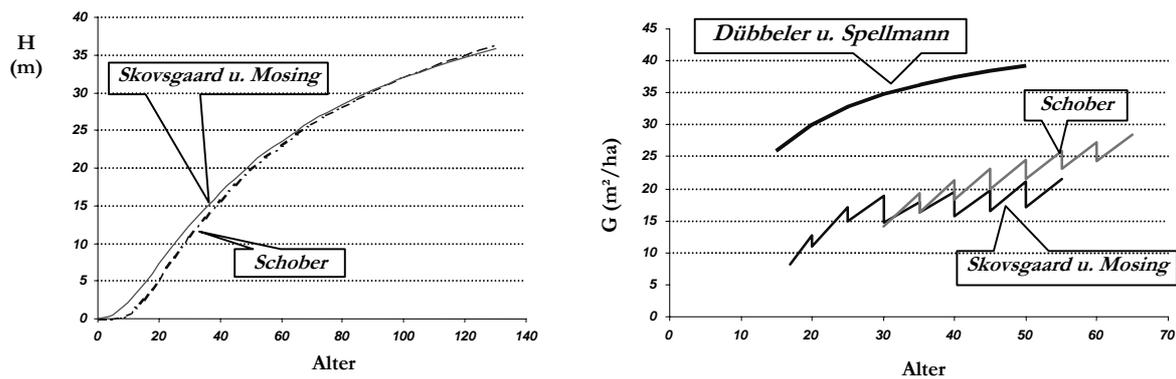


Abbildung 5-9. Vergleich der Höhen-(links) und der Grundflächenentwicklung nach Schober (1972) und Skovsgaard u. Mosing (1996) für Bestandeshöhe 32 m im Bezugsalter 100 Jahre.

Die Eingriffsstärken können durch die relativen Grundflächenentnahmen ($rG^0\%$), die Eingriffarten durch die Stammzahl-Grundflächenverhältnisse (NG) beschrieben werden. Die Angaben in Tab. 5-6 entsprechen den Grafiken in Abb. 5-12.

Alter	Schober		Skovsgaard u. Mosing	
	rG (%)	NG	rG (%)	NG
20	-	-	0.10	1.60
25	-	-	0.11	1.59
30	-	-	0.22	1.38
35	0.15	2.44	0.08	1.56
40	0.14	2.10	0.20	1.38
45	0.13	1.85	0.14	1.40
50	0.12	1.78	0.17	1.36
55	0.11	1.71	-	-
60	0.10	1.68	-	-
65	0.10	1.67	-	-

Tabelle 5-6. Eingriffsstärken ($rG\%$) und Eingriffarten (NG⁴) für die in Abb. 3 dargestellten Varianten.

Die NG-Verhältnisse beider Varianten beschreiben Eingriffe, bei denen die schwachen Bestandesglieder entnommen werden. Die Eingriffsstärken von Skovsgaard u. Mosing (1996) sind variabel. Beide Grundflächenhaltungen liegen erheblich unter der Maximaldichte nach Döbbeler u. Spellmann (2002).

Daten aus Wachstumsfunktionen

Das von Dhôte (1996) in Frankreich entwickelte Buchenmodell besteht aus drei Differentialgleichungen zur Schätzung des Oberhöhen-, Grundflächen- und Volumenzuwachses. Die für die Anpassung des Modells verwendeten Daten stammen aus 317 Beobachtungsperioden in 29 langfristigen Versuchsflächen. Mit Hilfe dieses Gleichungssystems wurde die Entwicklung von drei Beständen mit guter, mittlerer und schwacher Bonität generiert.

⁴ NG beschreibt das Verhältnis der relativen Stammzahlentnahme zur relativen Grundflächenentnahme.

Empirische Versuchsflächendaten

Die bisher für diese Untersuchung zur Verfügung stehenden empirischen Daten stammen aus Versuchsflächen, die teilweise bereits gegen Ende des 19. Jahrhunderts angelegt wurden. Es handelt sich um Daten aus der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt; aus dem Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München; aus der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz in Trippstadt und aus der Forstlichen Versuchsanstalt in Potsdam. Einige Varianten sind beispielhaft in Abb. 5-12 dargestellt.

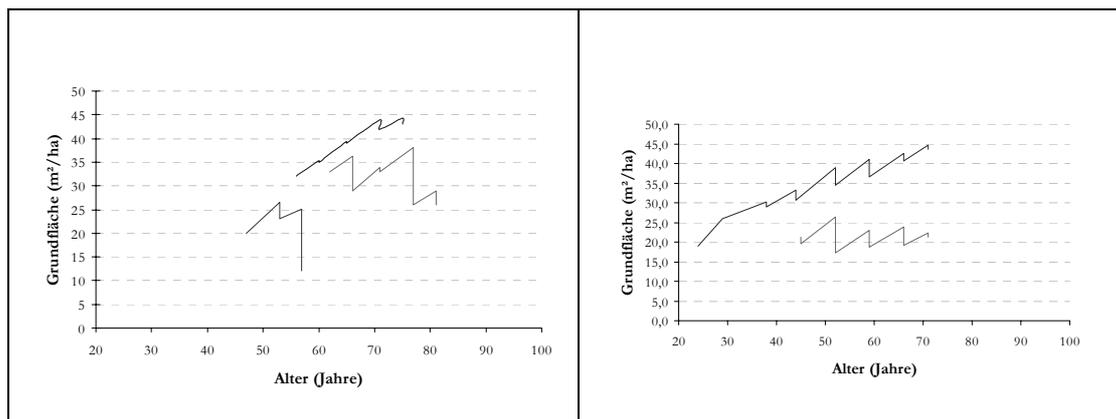


Abbildung 5-12. Beispiele von Daten aus Versuchsflächen. Links: Daten der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz (Winnweiler Nullfläche; Df. Nach Busse; Auslesedf 25. Rechts: Daten der Technischen Universität München (Starnberg A-Grad; Starnberg 50% des A-Grades).

Besonders wertvoll sind die Daten aus extrem dichtständigen und sehr weitständigen Versuchsflächen.

Parametrisierung der Ertragstafelmodelle

Auf der Basis der Ertragstafelwerte für Rotbuche in Europa wurde ein altersabhängiges Bestandesmodell entwickelt. Das Modell kann zur Bonitierung eingesetzt werden, allerdings nicht, bzw. nur sehr begrenzt, für die Beurteilung unterschiedlicher Behandlungsvarianten. Für die Schätzung der Oberhöhe bzw. die Bonitierung eines Buchenbestandes wurde die Exponentialfunktion nach Sloboda (1971) parametrisiert:

$$H100 = c \cdot \left(\frac{SI}{c} \right)^{\exp\left(\frac{-b}{(a-1)A_0^{(c_1-1)}} + \frac{b}{(a-1)A^{(a-1)}}\right)}$$

$$SI = c \cdot \left(\frac{SI}{c} \right)^{\exp\left(\frac{-b}{(a-1)A^{(c_1-1)}} + \frac{b}{(a-1)A_0^{(a-1)}}\right)}$$

5-8

wobei $H100$ = Oberhöhe (m),
 SI = Oberhöhenbonität mit Bezugsalter 100 (m),
 A_0 = Bezugsalter (hier: 100 Jahre),
 A = Bestandesalter (Jahre),
 a, b, c = empirische Koeffizienten.

In Tab. 5-7 sind die empirischen Koeffizienten, getrennt nach Regionen zusammengefasst:

Region	n	a	b	c	r
<i>Albanien</i>	135	0,1364	1,6407	$1,986 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Dänemark</i>	141	0,4416	0,7131	$4,643 \cdot 10^{-4}$	0,98
<i>Deutschland</i>	335	0,0145	4,3698	$1,092 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Frankreich</i>	75	0,1019	3,1119	$1,409 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Griechenland</i>	91	0,6158	0,2740	$3,138 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Großbritannien</i>	105	0,0660	2,1057	$3,306 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Italien</i>	39	-0,1748	5,1838	$1,490 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Niederlande</i>	137	0,2646	1,4974	$9,530 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Polen</i>	401	0,3762	0,8456	$6,799 \cdot 10^{-6}$	0,99
<i>Rumänien</i>	127	0,1900	1,3108	$3,333 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Schweden</i>	122	0,0033	6,5685	$1,207 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Schweiz</i>	52	0,0507	3,6291	$3,360 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Slowakei</i>	374	0,2761	1,1287	$2,262 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Spanien</i>	94	0,6699	0,2561	$5,751 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Tschechien</i>	111	0,4258	0,5276	$5,381 \cdot 10^{-4}$	0,99
<i>Ungarn</i>	78	0,3660	0,8282	$2,328 \cdot 10^{-4}$	0,99

Tabelle 5-7. Koeffizienten zur Schätzung der Oberhöhe bzw. der Bonität (n=Anzahl der verwendeten Ertragstafel datensätze).

Normale Grundflächenentwicklung

Für die Modellierung der Grundflächenentwicklung wurde die von Hui u. Gadow (1993) vorgeschlagene pfad-invariante algebraische Differenzenform verwendet:

$$G_2 = G_1 \cdot N_2^{1-a \cdot H_2^b} \cdot N_1^{a \cdot H_1^b - 1} \cdot \left(\frac{H_2}{H_1} \right)^c \quad 5-9$$

wobei G_1, G_2 = Grundfläche zum Zeitpunkt 1 bzw. 2 (m^2/ha),
 H_1, H_2 = Oberhöhe zum Zeitpunkt 1 bzw. 2 (m),
 a, b, c = empirische Koeffizienten.

Die empirischen Koeffizienten sind in Tab. 5-8 zusammengefasst.

Region	n	a	b	c	r
<i>Albanien</i>	130	1,0040	-0,0981	1,6315	0,99
<i>Dänemark</i>	133	0,1159	0,4957	3,2284	0,97
<i>Deutschland</i>	322	1,0177	-0,0069	0,4985	0,98
<i>Griechenland</i>	84	1,6743	-0,1511	-0,8258	0,99
<i>Großbritannien</i>	101	0,2795	0,4029	3,2957	0,99
<i>Italien</i>	36	0,5142	0,1289	2,1465	0,99
<i>Niederlande</i>	132	0,3847	0,1873	2,0798	0,99
<i>Polen</i>	389	-2,3307	-1,4479	2,9257	0,99
<i>Rumänien</i>	118	1,4166	-0,0968	-0,0691	0,99
<i>Schweden</i>	114	0,0493	0,0501	3,7126	0,95
<i>Schweiz</i>	46	1,4751	-0,1000	-0,4777	0,98
<i>Slowakei</i>	361	1,0057	-0,0024	0,4404	0,91
<i>Spanien</i>	88	0,4062	-0,3146	2,4437	0,99
<i>Tschechien</i>	100	1,0592	0,0146	0,4252	0,99
<i>Ungarn</i>	72	0,2544	0,3452	0,3217	0,97

Tabelle 5-8. Empirische Koeffizienten zur Schätzung der Grundfläche (n=Anzahl der verwendeten Ertragstafeldatensätze).

Normale Stammzahlentwicklung

Die Stammzahlentwicklung wurde in dieser Untersuchung an das Oberhöhenwachstum gekoppelt. Grundlage dafür ist der Ansatz von Clutter et al. (1983), dargestellt in Gleichung 5-10.

$$N_2 = 1.000 \cdot \left[\left(\frac{N_1}{1.000} \right)^a + b \cdot (H100_2^c - H100_1^c) \right]^{\frac{1}{a}} \quad 5-10$$

wobei $H100_1, H100_2$ = Oberhöhe zu den Zeitpunkten 1 und 2 in m,
 N_1, N_2 = Stammzahl zu den Zeitpunkten 1 und 2 in Stück je ha,
 a, b, c = empirische Koeffizienten

Die empirischen Koeffizienten sind in Tab. 5-9 aufgeführt.

Region	n	a	b	c	r
Albanien	130	0,0247	-0,0429	0,3898	0,99
Dänemark	133	0,0728	-0,0002	2,2683	0,99
Deutschland	318	0,0115	-3,0966	0,0082	0,99
Griechenland	84	0,0360	-0,0015	1,2283	0,99
Großbritannien	101	0,3373	-0,1435	0,8369	0,99
Italien	36	0,0805	-0,0797	0,5008	0,99
Niederlande	132	0,0284	-0,0048	0,9458	0,99
Polen	389	-0,0020	-0,2685	-0,0120	0,99
Rumänien	118	0,0051	-0,0087	0,4101	0,99
Schweden	114	0,0035	-0,2706	0,0333	0,99
Schweiz	46	-0,2210	-66,6699	-0,0056	0,99
Slowakei	361	-0,8224	-53,6177	-0,0024	0,99
Spanien	88	-0,2491	-47,7015	-0,0048	0,99
Tschechien	100	0,1905	-0,9984	0,2581	0,99
Ungarn	72	-0,0056	-5,0719	-0,0017	0,99

Tabelle 5-9. Empirische Koeffizienten zur Schätzung der Stammzahl (n=Anzahl der verwendeten Ertragstafeldatensätze).

Mathematische Produktionsmodelle

Die meisten mathematischen Produktionsmodelle sind aus Ertragstafeln abgeleitet und verkörpern daher bestehende Ertragstafeln, lediglich in anderer Form. Eine Ausnahme bildet Murray's DGZ_{max} -Modell, das aus der Kenntnis des maximalen Zuwachses und örtlichen Erfahrungswerten abgeleitet wird.

Beispiel: Ertragsschätzung für Kiefernwälder in Rußland

Shvidenko et al. (1995) entwickelten Produktionsmodelle für mehrere Baumarten in Rußland. Gl. 5-8 zum Beispiel schätzt den Vorrat eines voll bestockten *Pinus silvestris*-Bestandes der III. Ertragsklasse in Nordrußland:

$$V(t) = 205,3 \cdot \left[1 - e^{-0,0231 \cdot t} \right]^{2,93} \quad 5-11$$

wobei $V(t)$ = Bestandesvorrat [m^3/ha] im Alter t .

Mit Hilfe der Gl. 5-11 kann eine Ertragstafel erstellt werden (Tab. 5-10)

	Mitte der Altersklasse [Jahre]									
	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190
m^3/ha	2.0	26.9	67.7	107.4	138.8	161.4	176.8	187.1	193.7	197.9

Tabelle 5-10. Ertragstafel für einen vollbestockten *Pinus silvestris*-Bestand der III. Ertragsklasse in Nordrußland.

Auf der Basis der bekannten Altersklassenverteilung bilden solche Modelle häufig die einzige plausible Grundlage für regionale Produktionsplanungen. Ein hochaggregiertes Produktionsmodell bietet eine relativ einfache Möglichkeit, unter-

schiedliche Nutzungsalternativen im Hinblick auf die Nachhaltigkeit zu überprüfen. Allerdings muss dabei bedacht werden, dass die Waldentwicklung je nach Standort und waldbaulicher Behandlung sehr unterschiedlich sein kann.

Murray's DGZ_{max} - Modell

Die meisten mathematischen Produktionsmodelle sind aus Ertragstafeln abgeleitet und verkörpern daher bestehende Ertragstafeln, lediglich in anderer Form. Eine Ausnahme bildet Murray's DGZ_{max}-Modell, das aus der Kenntnis des maximalen Zuwachses und örtlichen Erfahrungswerten abgeleitet wird. Ein Modell zur Schätzung der Holzerträge wird gewöhnlich durch Anpassung einer geeigneten Funktion an empirische Daten entwickelt. Liegen ähnliche Bedingungen wie bei den Originaldaten vor, so kann das Modell für die Ertragsprognose verwendet werden. Die Brauchbarkeit ist eingeschränkt, sobald neue Behandlungsmethoden, bisher unbekannte Standortbedingungen oder andere Baumarten vorliegen.

Besonders wichtig für die Modellierung des regionalen Ertragspotentials ist die Kenntnis des durchschnittlichen Gesamtwachses, also bei nichtlinearem Wachstum die Angabe des DGZ in Verbindung mit einem Referenzalter. Dabei bietet sich das Alter der Kulmination des DGZ (t_{\max}) an. Eine geeignete Funktion zur Beschreibung des Wachstums ist die Chapman-Richards-Gleichung:

$$V(t) = A \left(1 - e^{-k \{t-t_0\}} \right)^m \quad 5-12$$

wobei $V(t)$ der Bestandesvorrat im Alter t (in m^3/ha) ist. A kann als Maß einer endgültigen Sättigung oder maximalen Größe interpretiert werden und besitzt die gleiche Maßeinheit wie $V(t)$. Der Parameter k skaliert die Zeitachse und hat Einheiten invers der Zeit. Wird t zum Beispiel in Jahren gemessen, dann ist die Maßeinheit von k gleich Jahr^{-1} . Durch die Veränderung von k in Gl. 5-9, kann sich das Modell der aktuellen Wachstumsrate der Variablen anpassen. Der Parameter t_0 gibt den Zeitpunkt an, zu dem der Vorrat größer oder gleich Null ist. Der vierte Parameter m schließlich erhöht die Flexibilität bezüglich der Form der Wachstumskurve.

Für A , k , t_0 und m ergeben sich bei Anpassungen an empirische Vorratsdaten bestimmte Wertebereiche. Wird nur auf Prognosen im Bereich t_{\max} Wert gelegt, dann genügt eine Bestimmung von t_0 auf der Basis von Erfahrungen. In schnellwüchsigen Plantagen zum Beispiel wäre $t_0 = 1$ durchaus plausibel. Der Parameter A kalibriert das Wachstumsmodell. Sein Wert wird automatisch bestimmt, sobald Eichwerte vorliegen, wie z. B. der DGZ_{max} und t_{\max} . Das bedeutet, daß die Form und die Orientierung eines Wachstumsmodells in Bezug auf die Zeitachse nur durch die Parameter m und k bestimmt wird. Normalerweise ist t_{\max} also genau durch die Werte von m und k definiert (bei $k = 0.095$ und $m = 3.70$ zum Beispiel beträgt t_{\max} genau

25 Jahre). Daraus folgt, dass die Parameterwerte nicht für ein Modell benutzt werden können, in welchem t_{\max} vorgegeben wird.

Die Vorgabe von t_{\max} aber wäre eine sehr praktikable Lösung, denn t_{\max} und DGZ_{\max} sind häufig bekannte Erfahrungswerte, die in der Praxis vorliegen. Es kommt also darauf an, das Modell so zu definieren, dass die Parameter sich aus dem bekannten t_{\max} ergeben und nicht umgekehrt, wie üblich.

Die Bedingung, dass der DGZ in einem bestimmten t_{\max} kulminiert, erfordert, dass die 1. Ableitung von $DGZ(t)$ oder von $(1 - e^{-k(t-1)})^m / t$, bei t_{\max} gleich Null ist. Die Konstante A kalibriert das Wachstumsmodell und kann deshalb einen Wert von 1 erhalten. Nach Bildung der 1. Ableitung, die gleich Null gesetzt wird, erhält man eine Beziehung zwischen t_{\max} und den Parametern k und m :

$$1 = [1 + t_{\max} \cdot m \cdot k] \cdot e^{-k \cdot \{t-1\}} \quad 5-13$$

Wird m vorgegeben, dann kann k iterativ bestimmt werden. Murray u. Gadow (1993) z. B. verwenden $m = 3$. Die Eingangswerte für das Regionalmodell, das für ein hohes Aggregationsniveau entwickelt wurde, sind die in der Praxis vorliegenden Erfahrungswerte t_{\max} und DGZ_{\max} . Es empfiehlt sich nun, den relativen DGZ zu verwenden, definiert durch die Bedingung $DGZ_{\max} = 1$. Der relative DGZ, eine dimensionslose Menge pro ha und Jahr, ist durch die folgende Gleichung gegeben:

$$relDGZ(t) = \frac{t_{\max}}{t} \frac{(1 - e^{-k\{t-t_0\}})^m}{(1 - e^{-k\{t_{\max}-t_0\}})^m} \quad 5-14$$

Abb. 5-13 zeigt Beispiele von relativen DGZ-Kurven, die im Alter von $t_{\max} = 20, 50$ und 80 Jahren kulminieren.

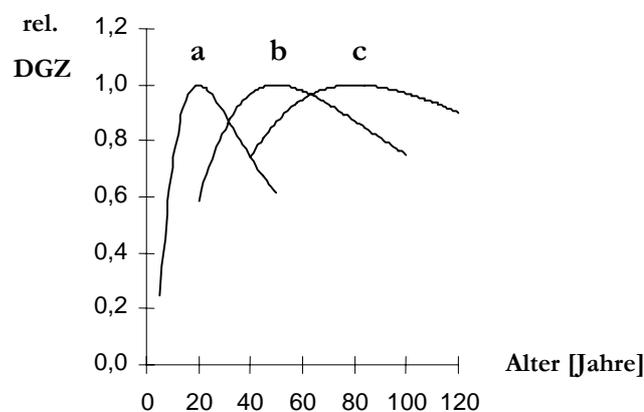


Abbildung 5-13. Drei Kurven des relativen DGZ mit a: $t_{\max} = 20$, $k = 0.1043$; b: $t_{\max} = 50$, $k = 0.0394$ und c: $t_{\max} = 80$, $k = 0.02434$;

Die aktuellen DGZ-Kurven erhält man durch Multiplikation der Relativwerte mit dem vorgegebenen DGZ_{max} . Murray u. Gadow (1993) fanden sehr gute Übereinstimmungen zwischen dem *synthetischen* Modell des relativen DGZ und empirischen Wachstumsmodellen. Falls also entsprechendes Erfahrungswissen über DGZ_{max} und t_{max} vorliegt (z. B. in Form von Leistungsklassen), kann dieser Ansatz plausible Ergebnisse liefern als empirische Modelle mit unvollständiger Datenbasis.

Bisher bildete die Einheit von Ertragstafel und Durchforstungsgrad die Grundlage für die mittelfristige Steuerung der Waldentwicklung (Schober, 1995). Die von Kramer (1990) aus der Ertragstafel abgeleitete Nutzungsplanung ermöglicht die Schätzung mittelfristiger Vornutzungserträge bei Vorgabe der Ausgangs- und Zielbestockung. Diese Hilfsmittel der Forsteinrichtung, Wachstumsmodell und Durchforstungsmodell, werden auch in Zukunft, wenn auch in anderer Form, unerlässlich sein.

Zuwachsprozente

Zuwachsprozente oder relative Zuwachsraten haben eine gewisse Bedeutung in selektiv genutzten Wäldern. Nach einem Hiebszyklus von „ cc “ Jahren, beträgt der mit der Zuwachsrate prolongierte Anfangsvorrat V_0 .

$$V_{cc} = V_0 \times (1 + p)^{cc} \quad 5-15$$

mit

V_0 = Vorrat (nach dem Hieb) zu Beginn des Hiebszyklus (m^3/ha) V_{cc} = Vorrat (vor dem Hieb) am Ende des Hiebszyklus (m^3/ha) p = relative Zuwachsrate während des Hiebszyklus ($m^3/ha/Jahr$)

Tab. 5-11 zeigt beispielhaft die Zuwachsprozente in Abhängigkeit vom Vorrat für Nadelwälder und Mischwälder in Finnland (Lähde et al., 2002).

Bestandes Vorrat (m^3/ha)	Bestandes typ	Zuwachsprozent	
		U	G
80-120	C	5,1 ± 1,8	4,4 ± 0,7
	CM	5,5 ± 1,5	4,9 ± 1,1
120-160	C	4,2 ± 1,1	3,9 ± 0,5
	CM	4,6 ± 1,0	3,8 ± 1,0
160+	C	3,3 ± 0,9	2,8 ± 0,7
	CM	3,6 ± 0,8	2,9 ± 0,8

Tabelle 5-11. Jährlicher Bestandeszuwachs in Prozent des Vorrats (Mittelwert ± Standardabweichung) in ungleich (U) und gleich strukturierten (G) Nadelwaldbeständen (C) und Nadelwald-Mischbeständen (CM).

Wenn der Anfangsvorrat, die Zuwachsrate und die gewünschte Vorratshöhe vor dem Hieb bekannt sind, kann der Hiebszyklus berechnet werden nach:

$$cc = \frac{\ln(V_{cc}) - \ln(V_0)}{\ln(1 + p)} \quad 5-16$$

Nach dieser Formel wird zum Beispiel der Hiebszyklus für Kiefernwälder in der wirtschaftlich bedeutenden Waldregion El Salto, Durango in Mexiko berechnet.

Dichteabhängige Bestandeswuchsmodelle

Ein Ziel der gegenwärtigen waldwachstumskundlichen Forschung ist die Entwicklung von Modellen, die eine Beurteilung unterschiedlicher waldbaulicher Eingriffe ermöglichen. Ertragstafeln und andere regionale Produktionsmodelle sind dafür nicht geeignet, weil sie das Wachstum und die Erträge von Beständen schätzen, die auf eine ganz bestimmte "normale" Art begründet und durchforstet werden. Die erforderliche Kalibrierung der Ertragstafel wird um so problematischer je mehr die aktuelle Waldbaupraxis von den Ertragstafelvorgaben abweicht.

Die Beziehungen zwischen Bestandesdichte und Wachstum

Zahlreiche Untersuchungen haben gezeigt, dass das Höhenwachstum von der Bestandesdichte weitgehend unbeeinflusst bleibt, während das Durchmesserwachstum sehr empfindlich auf Unterschiede in der Bestandesdichte reagiert. Die Arbeiten von Craib (1939) gehören zu den ersten Untersuchungen, die die teilweise phänomenale Reaktion des Durchmessers auf unterschiedliche Bestandesbehandlungen aufzeigten. Abb. 5-14 ist eine Originaldarstellung aus Craib's Dissertation. Die Stammscheiben wurden drei gleichalten *Pinus patula*-Bäumen aus unterschiedlich dicht bestockten Versuchsflächen in Weza⁵ entnommen. Craib (1939), konnte aufgrund seiner Beobachtungen in den berühmten *Correlated Curve Trend (CCT)* Versuchsflächen feststellen, dass das Durchmesserwachstum der vorherrschenden Bäume kaum durch die Bestandesdichte beeinflusst wird. Dies bewirkt nicht nur eine mit dem Alter (oft linear) zunehmende Durchmesservarianz, sondern auch die typische Linkssteilheit der Durchmesservertelung.

⁵ Die Försterei Weza befindet sich in Südafrika, im südlichen Teil der Provinz Natal.

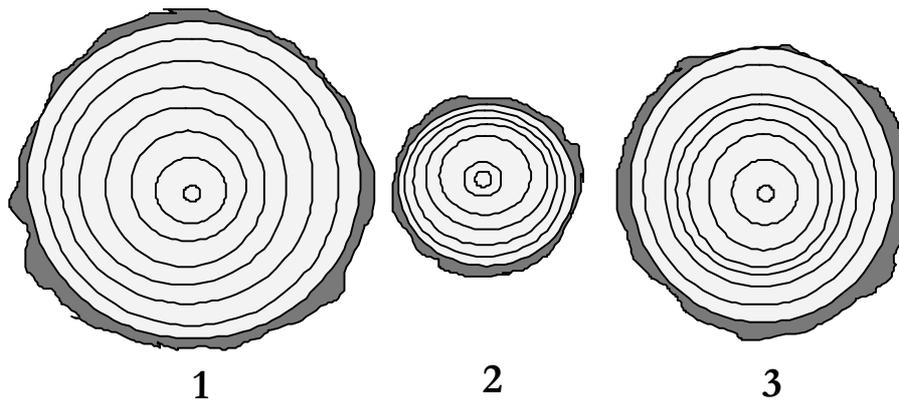


Abbildung 5-14. Auf Brusthöhe entnommene Stammscheiben von drei 9-jährigen *Pinus patula*-Bäumen. Baum 1 ist ohne Konkurrenz im Freiland erwachsen, Baum 2 dagegen in einem dicht bestockten Bestand. Baum 3 erwuchs zunächst im Dichtschluss, reagierte dann aber mit erhöhtem Durchmesserzuwachs nach einer starken Durchforstung im Alter 7.

Die phänomenale Reaktion des Durchmesserwachstums auf starke Eingriffe und der damit verbundene hohe Wertzuwachs der Einzelbäume sowie die erhöhte Bestandessicherheit führte in Südafrika bereits vor dem 2. Weltkrieg zu einer radikalen Abkehr von der traditionell europäisch geprägten Waldbaupraxis hoher Grundflächenhaltungen. In Europa wurden die Vorteile frühzeitig einsetzender starker Eingriffe erst viel später erkannt (Kramer, 1989).

Auf der Basis seiner Untersuchungen über die Auswirkungen unterschiedlicher mittlerer periodischer Grundflächenhaltungen auf den Bestandesmassenzuwachs formulierte Assmann (1961) das Prinzip der *optimalen Grundflächenhaltung*⁶ (Abb. 5-15). Die *maximale* Grundflächenhaltung entspricht der maximalen Bestandesdichte, dem sog. „natürlichen Bestockungsgrad“, bei dem der Volumenzuwachs aufgrund natürlicher Mortalität und geringem Durchmesserzuwachs unter dem Höchstwert liegt. Als *optimal* wird die Grundflächenhaltung bezeichnet, bei der der flächenbezogene Volumenzuwachs sein Maximum erreicht. *Kritisch* ist nach Assmann diejenige mittlere Grundflächenhaltung, bei der noch 95 % des Höchstzuwachses geleistet wird. Wegen des erhöhten Windwurfrisikos in dicht bestockten Beständen ist die „optimale“ Grundflächenhaltung eine seltene Zielgröße geworden.

⁶ Detaillierte Beschreibungen finden sich bei Kramer (1988) und Pretzsch (2002).

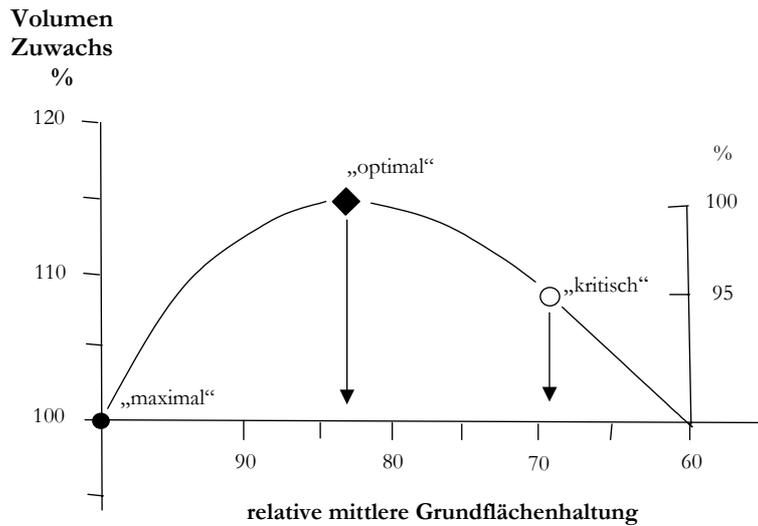


Abbildung 5-15. Schematische Darstellung der maximalen, optimalen und kritischen Grundflächenhaltung (nach Assmann 1961; s. a. Kramer, 1988, S. 86)

Nach Thomasius (1976, 1978) erreicht der *flächenbezogene Volumenzuwachs* in Fichtenbeständen sein Maximum bei einer Bestandesdichte, die etwas unterhalb der maximal möglichen Dichte liegt (Abb. 5-16). Die Beziehung zwischen dem Standraum und dem Volumenzuwachs des Einzelbaumes zeigt wie erwartet einen asymptotischen Verlauf.

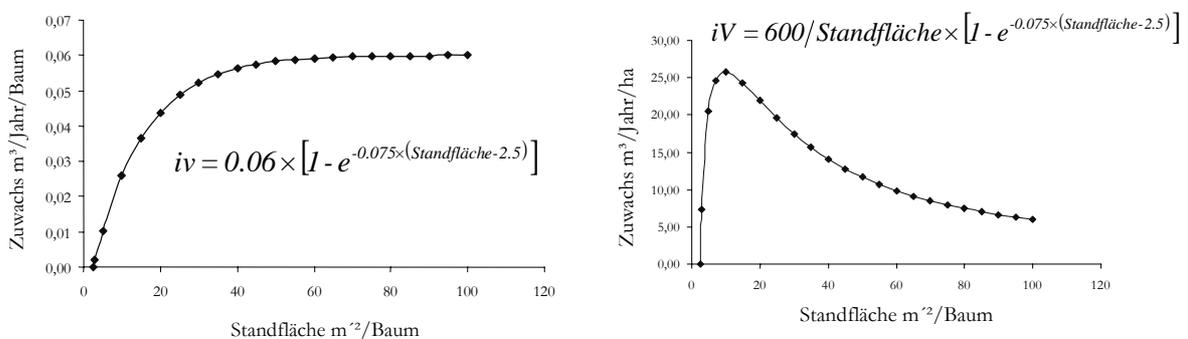


Abbildung 5-16. Beziehungen zwischen Standfläche und Volumenzuwachs in einem 39-jährigen Fichtenbestand; links der Einzelbaumzuwachs, rechts der flächenbezogene Zuwachs, nach Thomasius u. Thomasius (1976; s. auch Schmidt-Vogt, 1986, S. 142).

Eine hohe Bestandesdichte liefert zwar einen hohen Volumenzuwachs pro Flächeneinheit, jedoch nimmt häufig auch gleichzeitig die Bestandessicherheit und die Wertzunahme der Einzelbäume ab (Kramer, 1989). In Plantagenwäldern wurden diese Zusammenhänge schon frühzeitig erkannt. Unter Hinnahme erheblicher Massenverluste werden in Ländern der südlichen Hemisphäre seit etwa 60 Jahren stabilitätsfördernde starke Durchforstungen bevorzugt.

Beispiele dichteabhängiger Bestandesmodelle

Der entscheidende Unterschied zwischen einem dichteabhängigen Wachstumsmodell und einer Normalertragstafel liegt nicht in der Art der Repräsentation. Eine Normalertragstafel lässt sich ohne weiteres auch als Computerprogramm repräsentieren, aber die computergestützte Darstellung bringt keinen Informationsgewinn. Der Unterschied liegt im Konzept. Ein als Simulationsprogramm aufgebautes Managementmodell ist nicht an eine einzige Eingriffsstrategie gebunden. Aufgrund der besonderen Struktur ermöglicht es eine Beurteilung unterschiedlicher waldbaulicher Maßnahmen für einen realen Bestand - eine Eingriffsfolge wird erst *durchgespielt*, bevor sie im Wald umgesetzt wird. Wegen dieser erforderlichen Flexibilität wird die Modellkomponente, d. h. die Anwendung bestehenden Wissens im Rahmen von Simulationsprogrammen, immer wichtiger (Pretzsch und Bossel, 1988).

Die logische Weiterentwicklung der Ertragstafel ist gerichtet auf ein Modellsystem, das nicht an eine begrenzte Anzahl vorgegebener waldbaulicher Behandlungen gebunden ist. Nach Levins (1966) ergibt sich die Güte eines biologischen Modells u. a. durch die Eigenschaften *Allgemeingültigkeit* und *Genauigkeit*. Bei der Entwicklung von Wachstums- und Ertragsmodellen wird im Normalfall die Allgemeingültigkeit zugunsten der Genauigkeit benachteiligt; es kommt darauf an, ein Modell zu finden, das den Daten möglichst genau entspricht. Das ist ein verständliches Bestreben, aber es führt dazu, immer neue Modelle zu erfinden, die zwar in einem speziellen Fall eine besonders gute Anpassung ergeben können, aber wegen mangelnder Allgemeingültigkeit für die breite Anwendung häufig nicht brauchbar sind (Gadow et al., 1994).

Wegen der komplizierten Dynamik von Mischbeständen und der großen Vielfalt von Bestandestypen wird letztendlich nur ein Einzelbaummodell voll befriedigen. Parallel dazu gilt es aber, den unmittelbaren Bedarf der Forstplanung an flexiblen, dichteabhängigen Wachstumsmodellen innerhalb absehbarer Zeit zu decken. Die Forstplanung benötigt glaubwürdige Wachstumsmodelle, die in der Systementwicklung eingesetzt werden können. Dafür eignet sich als einfachster Modelltyp ein Bestandesmodell zur Fortschreibung realer Bestandeszustandsgrößen. Eine Voraussetzung für die Realisierbarkeit eines solchen Ansatzes sind Inventurdaten sowie eine Vorgabe der geplanten Eingriffe, nach Art und Stärke differenziert. Das Modell muss flexibel auf unterschiedliche Zustands- und Behandlungsvariablen reagieren. Es wäre außerdem wünschenswert, wenn die geschätzten Holzerträge nach Sortimenten gegliedert sind.

Wichtige Bestandesgrößen, die berücksichtigt werden müssen, sind die Höhe, die Stammzahl und die Grundfläche (in einem Mischbestand anteilmäßig auf die Baumarten verteilt) sowie die Art, Stärke und der Zeitpunkt einer geplanten Durchforstung. Besondere Bedeutung für die Schätzung der Massen- und Wertleistung von Waldbeständen haben Wachstumsmodelle, die sich mit dem Durchmesser- und Grundflächenwachstum in Abhängigkeit von der Bestandesdichte befassen. Solche

Modelle ermöglichen nicht nur die Prognose einer Entwicklung in einem speziellen Fall, sondern sie liefern auch allgemeine Aussagen über die Beziehung zwischen dem Grundflächenzuwachs, der Bestandesdichte und der Oberhöhe. Am Beispiel der Baumart *Cunninghamia lanceolata*, einer der bedeutsamsten unter den heimischen Wirtschaftsbaumarten in China, entwickelten Hui und Gadow (1993c) ein einfaches Grundflächenmodell für gleichaltrige Reinbestände, das in ähnlicher Form inzwischen breite Anwendung findet:

$$G_2 = G_1 N_2^{1-0.142 \cdot H_2^{0.601}} N_1^{0.142 \cdot H_1^{0.601} - 1} \left(\frac{H_2}{H_1} \right)^{4.292} \quad 5-17$$

mit G_1, G_2 = Grundfläche [m²/ha] im Alter t_1 und t_2 ,
 N_1, N_2 = Bäume pro ha im Alter t_1 und t_2 ,
 H_1, H_2 = Oberhöhe im Alter t_1 und t_2

Die Gleichung 5-17 mit den entsprechenden Parameterwerten ermöglicht die Fortschreibung einer tatsächlich ermittelten Bestandesgrundfläche.

Beispiel: Im Rahmen einer Inventur wurden die Bestandeswerte eines 16-jährigen Bestandes ermittelt. Die Grundfläche beträgt 42.4 m²/ha, die Oberhöhe 14.5 m und die Stammzahl 2370 Bäume pro ha. Bis zum Alter 21 soll der Bestand nicht durchforstet werden und es wird erwartet, dass 30 Bäume pro ha während der nächsten 5 Jahre aufgrund natürlicher Mortalität ausscheiden werden. Die geschätzte Oberhöhe im Alter 21 beträgt 17 m und die Stammzahl also 2340 pro ha. Die mit Hilfe der Gleichung 5-17 geschätzte Grundfläche im Alter 21 beträgt 50.3 m²/ha.

Das Grundflächenmodell ermöglicht eine Prognose der Grundflächenentwicklung für gegebene Oberhöhen und Stammzahlen. Entscheidend für die praktische Anwendung ist die mit dem Wachstumsmodell kompatible algebraische Differenzenform, mit deren Hilfe eine bekannte Bestandesgrundfläche fortgeschrieben werden kann.

Ein Wachstumsmodell für Fichtenbestände

Abbildung 5-17 veranschaulicht die zwei grundsätzlichen Prozesse durch die die Grundflächenentwicklung bestimmt wird, nämlich einerseits durch das natürliche Wachstum zwischen zwei Eingriffen und andererseits durch die eingriffsbedingte Veränderung.

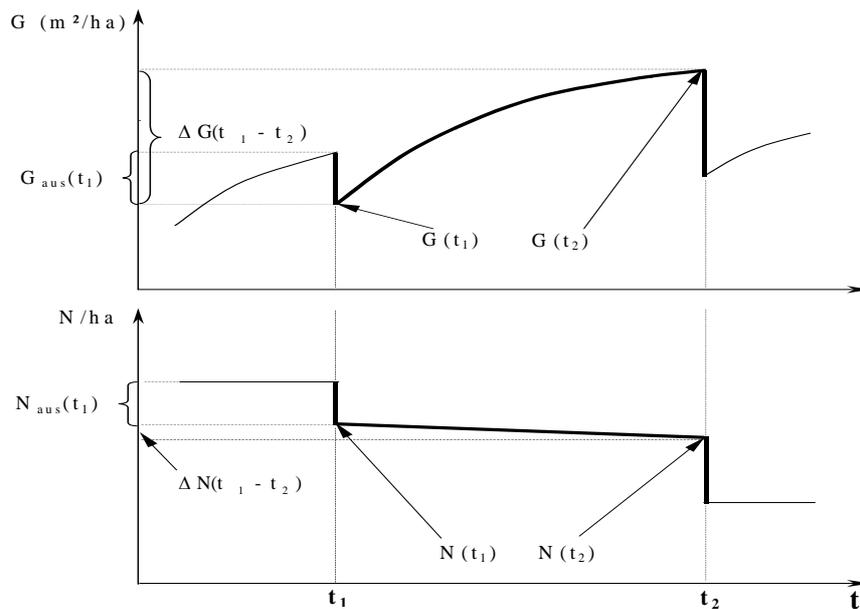


Abbildung 5-17. Schematische Abfolge von Wachstum und Eingriff (G = Grundfläche (m^2/ha), G_{aus} = bei Durchforstung ausscheidende Grundfläche (m^2/ha), $G(t_1)$ und $G(t_2)$ = Grundfläche in Alter t_1 und t_2 , (m^2/ha), $\Delta G(t_1-t_2)$ = Zunahme der Grundfläche durch Wachstum (m^2/ha), N = Stammzahl pro ha, N_{aus} = bei Durchforstung ausscheidende Stammzahl pro ha, $N(t_1)$ und $N(t_2)$ = Stammzahl in Alter t_1 und t_2 , pro ha, $\Delta N(t_1-t_2)$ = Abnahme der Stammzahl pro ha durch natürliche Mortalität, wobei bei hoher Intensität der Forstwirtschaft und kurzen Zeitperioden zwischen den Aufnahmen, $\Delta N(t_1-t_2) \approx 0$ ist).

Zur Parametrisierung der Modelle verwendeten Gurjanov et al. (2000) die Daten von 19 Fichtenversuchsflächen der Braunschweigischen Forstlichen Versuchsanstalt⁷. Insgesamt standen 228 Beobachtungsintervalle für die Bestandesvariablen Alter, Höhe, Stammzahl zwischen zwei Aufnahmen zur Verfügung. In Abbildung 5-18 wird die Entwicklung der Oberhöhen, der Stammzahlen und der Grundflächen über dem Bestandesalter, sowie die Grundflächenentwicklung über der Oberhöhe dargestellt.

⁷ Die von Schübeler (1997) aufbereiteten Daten wurden freundlicherweise von der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt zur Verfügung gestellt.

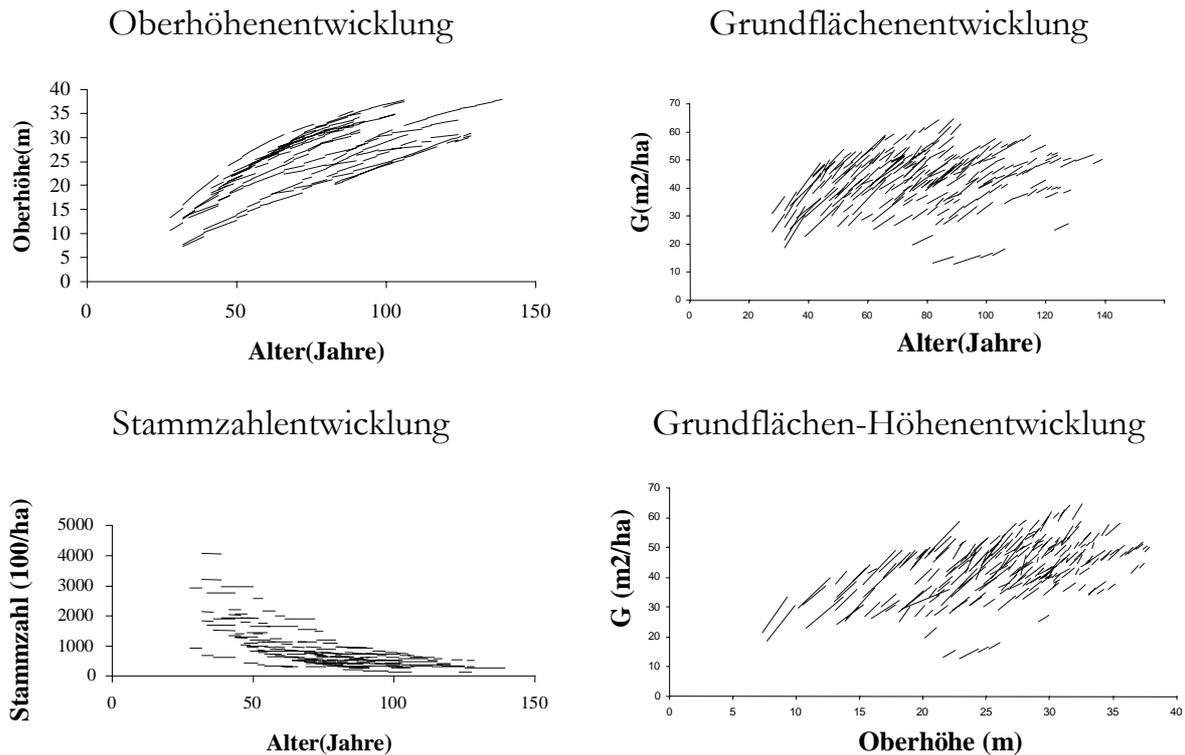


Abb. 5-18. Graphische Darstellung der von den 19 Versuchsf lächen erhobenen Intervalldaten.

Bestandesgrundflächenmodelle lassen sich in zwei unterschiedliche Gruppen unterteilen:

1. Pfad-invariante algebraische Differenzenform Modelle (*PID-Typ*), die die Grundfläche im Alter (A_2) als Funktion von Grundfläche, Höhe und Stammzahl im Alter (A_1) und Höhe und Stammzahl im Alter (A_2) bestimmen (z.B. Schumacher, 1939; Souter, 1986; Förss, 1994).
2. Differentialgleichungen zur Schätzung des jährliche Grundflächenzuwachses (*DIF-Typ*). Beispiele sind die auf dem sog. *state space approach* basierenden Modelle von García (1994), Kvist Johannsen (1999) und Rodríguez Soalleiro (1995).

In den Arbeiten von Gurjanov et al. (2000) und Sánchez et al. (2001) wurde die Eignung verschiedener PID Modelle für durchforstete, gleichaltrige Fichtenbestände untersucht. Basierend auf diesen Untersuchungen entstand schliesslich ein Wachstumsmodell für Fichtenbestände, dessen Hauptelemente in Tab. 5-12 dargestellt sind.

Grundfläche	$G_2 = \exp \left(\left(\frac{A_1}{A_2} \right) \cdot \ln G_1 + 5.5357 \cdot \left(1 - \frac{A_1}{A_2} \right) - 0.0112 \cdot SI \cdot \left(1 - \frac{A_1}{A_2} \right) + -0.00681 \cdot \left(\ln N_2 - \left(\frac{A_1}{A_2} \right) \cdot \ln N_1 \right) \right)$
-------------	--

Oberhöhe	$H = SI \cdot \left(\frac{1 - \exp(-0.0006 \cdot SI \cdot A)}{1 - \exp(-0.0006 \cdot 100 \cdot A)} \right)^{1.507}$
Mittelhöhe	$H_m = 0.5981 \cdot H^{1.1206}$
Formhöhe	$FH = -4.258 + 0.9401 \cdot (H_m) - 0.01063 \cdot (H_m^2)$
Bestandesvolumen	$V = G \cdot FH$
Mortalität	$N_2 = 1000 \cdot \left[\left(\frac{N_1}{1000} \right)^{-0.618365} + 0.000264 \cdot (H_2^{2.341983} - H_1^{2.341983}) \right]^{\frac{1}{-0.618365}}$

Tab. 5-12. Wuchsmodell für gleichaltrige Fichtenbestände, entwickelt auf der Basis der Arbeiten von Gurjanov et al. (2000), Sánchez et al. (2001) und Vilčko (2002); A=Bestandesalter; SI=Oberhöhenbonität (Bezugsalter 100 ; m); G=Grundfläche (m²/ha); N=Bäume pro ha; H=Oberhöhe (m); H_m=Mittelhöhe (m); FH=Formhöhe (m); V=Bestandesvolumen pro ha (m³/ha).

Das Wuchsmodell schätzt die Grundfläche, überlebende Stammzahl und Bestandeshöhe aus bekannten Ausgangsdaten. Solch ein Bestandesmodell eignet sich im Gegensatz zu den meisten Einzelbaum-Modellen sehr gut für die Generierung unterschiedlicher Optionen der Bestandesbehandlung. Ein weiterer Vorzug, bisher allerdings noch nicht ausreichend verifiziert, ist die wahrscheinlich höhere Robustheit eines Bestandesmodells im Vergleich mit einem Einzelbaumansatz⁸.

Bestandesvolumen und Sortimentverteilung

Das Bestandesvolumen ist keine originäre Inventurgröße, sondern eine abgeleitete Rechengröße, die aus den drei Variablen Grundfläche, Stammzahl und Höhe hergeleitet werden kann. Teilweise wird das Volumen auch über die Grundfläche und die Formhöhe geschätzt (Franz et al., 1973). Das Bestandesvolumen ist also sozusagen nur ein Nebenprodukt der Informationsinventur. Deshalb ist die möglichst genaue Schätzung der originären Variablen Grundfläche, Stammzahl und Höhe besonders wichtig.

Für betriebswirtschaftliche Entscheidungen ist eine Volumen- und Sortimentsschätzung allerdings unerlässlich. Zu diesem Zweck empfiehlt sich wieder ein Ansatz, der nicht nur einfach, sondern auch universell brauchbar ist. Die Aufgabe könnte etwa sein, das einfachste Modell zu finden, das in der Lage ist, alle bestehenden Sortentafeln mit angemessener Genauigkeit zu reproduzieren. Dafür käme z. B. eine von Amateis et al. (1986) vorgeschlagene Volumenverhältnisgleichung in Frage. Danach wird der Ertrag des Sortiments mit dem Mindest-Mittendurchmesser m (V_m) geschätzt mit Hilfe von:

⁸ S. z.B. die Modellevaluierungen von Windhager (1999), die grosse Unsicherheiten bei der Prognose von Einzelhöhen aufzeigten.

$$V_{m,d} = V \left[e^{\gamma_1 \left(\frac{m}{D}\right)^{\gamma_2} + \gamma_3 \left(\frac{d}{D}\right)^{\gamma_4}} \right] \quad 5-18$$

wobei V = das Bestandesvolumen,
 D = der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes
 d = der geringste Bestandesdurchmesser ist, bei dem noch Erträge des Sortimentes mit dem Mindest-Mittendurchmesser m anfallen.

Das nachstehende Programm *ProdVol* demonstriert die Schätzung des Volumenanteils in Klasse 2 (20-30 cm Mittendurchmesser) für einen Fichtenbestand mit einem Grundflächenmittelstamm von 34 cm:

```

Program ProdVol;
Var p1, p2: real;

Function Potenz(x, a: real): real;
Begin Potenz:=exp(a*ln(x)) End; {Potenz}

Function P(Dg, {mittl. D des Grundfl Mittelst.}
           m, {Mindest-Mittendm. des Sortimentes}
           d {geringster mittl. D, bei dem noch
              Sortimenterträge mit m anfallen}
           :real): real;
Const g1=-1.311; g2=2.877; g3=-0.1019; g4=0.8377;
Begin
  P:=exp(g1*potenz(m/Dg,g2)+g3*potenz(d/Dg,g4));
End; {P}

BEGIN
  {Beispiel für Klasse 2}
  p1:=P(34,20,14);
  p2:=P(34,30,20);
  write('Der Anteil der Klasse 2 (20-30cm)');
  write(' am Gesamtvolumen beträgt ');
  writeln(100*(p1-p2):5:1, ' Prozent');
  readln
END.

```

Beispiel: Aufgrund einer örtlichen Untersuchung im Zusammenhang mit der Sortimentierung von Fichtenbeständen ergaben sich die Werte $\gamma_1 = -1.311$; $\gamma_2 = 2.877$; $\gamma_3 = -0.1019$; $\gamma_4 = 0.8377$. Gleichung 5-18 schätzt nun für einen speziellen Bestand, der durchforstet werden soll, den Ertrag der Klasse 2 ($20 \leq m \leq 30$). Das Durchforstungsvolumen beträgt $60 \text{ m}^3/\text{ha}$ und der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes des ausscheidenden Bestandes 34 cm. Es ergeben sich $V_{20,14} = 60 \cdot 0.72 = 43.2 \text{ m}^3/\text{ha}$ und $V_{30,20} = 60 \cdot 0.38 = 22.8 \text{ m}^3/\text{ha}$. Der geschätzte Ertrag in Klasse 2 beträgt also $43.2 - 22.8 = 20.4 \text{ m}^3/\text{ha}$.

Gleichung 5-18 ist gleichermaßen für die Sortimentschätzung von Beständen und Einzelbäumen geeignet (s. z.B. Trincado u. Gadow, 1996). Für jede Baumart ergeben sich somit mindestens zwei Parametersätze, ein Satz für die Verwendung im Einzelbaummodell und ein weiterer für die Verwendung im Bestandesmodell. In der Regel kann d über m mit Hilfe einer einfachen Regression geschätzt werden.

Für die Schätzung von Sortimentvolumen mit vorgegebenen Mindest-Mittendurchmessern m können auch Grafiken wie die in (Abb. 5-19) dargestellte Kurvenschar verwendet werden. Der Parameter d wurde mit der Funktion $d = 0.832 + 0.6688m$ geschätzt. Der Anteil eines bestimmten Sortiments ergibt sich aus der Differenz der Ordinatenwerte zweier Sortimentskurven.

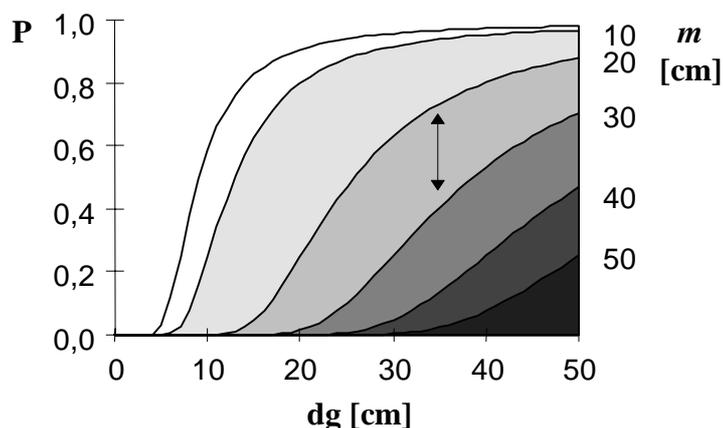


Abbildung 5-19. Anteil P des Sortiments mit Mindest-Mittendurchmesser m am Gesamtvolumen in Anlehnung an Daten aus Fichtenbeständen in Niedersachsen 1978-84 (der Anteil des Klasse 2-Sortiments für einen Bestand mit $d_g = 34$ cm ist durch den doppelseitigen Pfeil gekennzeichnet; $d = 0.832 + 0.6688m$).

Zu einem Bestandesmodell gehört schließlich die Quantifizierung der Art und Stärke einer Durchforstung (vgl. Schober, 1991). Zum Beispiel kann das Verhältnis der entnommenen Grundfläche zur Grundfläche vor der Durchforstung aus der Ertragstafel über die Stammzahl geschätzt werden:

$$\frac{G_t}{G} = \left(\frac{N_t}{N} \right)^\delta \quad 5-19$$

mit G = Grundfläche, vor der Durchforstung [m^2/ha]
 G_t = Grundfläche, ausscheidender Bestand [m^2/ha]
 N = Stammzahl pro ha, vor der Durchforstung
 N_t = Stammzahl pro ha, ausscheidender Bestand
 δ = Parameter, dessen Wert durch die Durchforstungsart bestimmt wird

Beispiel: Für die Fichte bei mäßiger Durchforstung ergibt sich nach Wiedemann-Schober ein Wert von $\delta = 1.42$, bei starker Durchforstung ein Wert von $\delta = 1.25$.

Die beschriebenen Elemente des Wachstums- und Ertragsmodells ermöglichen eine Schätzung der Bestandesentwicklung und der Sortimentserträge bei unterschiedlichen realen Ausgangsbeständen und Durchforstungsmaßnahmen. Der besondere Vorteil der algebraischen Differenzenform liegt u. a. darin, dass die Mathematik erheblich einfacher ist als bei ähnlichen Ansätzen. Die algebraischen Dif-

ferenzenformen der Wachstumsgleichungen sind außerdem theoretisch plausibler als Differentialgleichungen. Sie sind auch deshalb einfacher zu handhaben, weil eine numerische Integration nicht erforderlich ist.

Zusammenfassung

Wuchsmodelle generieren Prognosen, die mit Fehlern behaftet sind. Unter Anerkennung der bemerkenswerten Fortschritte der waldwachstumskundlichen Modellforschung während der letzten Jahrzehnte verliert diese Feststellung nicht ihre grundsätzliche Gültigkeit. Die für die Parametrisierung der Wuchsmodelle verwendeten Daten sind in der Regel umfangreich und hochwertig, haben jedoch häufig Defizite in den Randbereichen extrem niedriger Bestandesdichten. Um eine ausreichend genaue Prognose des standorts- und konkurrenzbedingten Wachstums (und möglicher natürlicher Ausfälle bei hoher Bestandesdichte) zu gewährleisten, ist eine Erweiterung des verfügbaren Datenfundus notwendig. Außerdem ist die Einheit von Datensatz und Wachstumsmodell eine Grundbedingung für die Nachvollziehbarkeit der Modellaussagen.

Trotz der großen Bedeutung der Bestandesmodelle für die mittelfristige Steuerung der Waldentwicklung, hat dieser Modelltyp bisher in Deutschland nur wenig Interesse gefunden. Die dichteabhängigen Bestandesmodelle bilden eine erhebliche Weiterentwicklung der Ertragstafeln und können gleichzeitig deren Funktion als Referenzmodell übernehmen. Sie sind flexibel und trotzdem überschaubar wie die Ertragstafeln. Ihre Prognosen lassen sich relativ einfach überprüfen, die forstlichen Eingriffe einfacher definieren als das bei den Einzelbaummodellen der Fall ist. Ein dichteabhängiges Bestandesmodell vereint somit die Vorzüge der Ertragstafel mit den Vorzügen der Einzelbaummodelle.

Ein Weg zur Reduzierung der Schätzfehler ist die fortlaufende, gezielte Erweiterung der Parametrisierungsdaten und die Kooperation der Versuchsanstalten zur Erstellung gemeinsamer Datensätze mit Angaben über

- a) **das natürliche Wachstum:** für Messintervalle von n Vegetationsperioden, in denen keine Eingriffe stattgefunden haben;
- b) **Die Eingriffe:** die zu Beginn des Messintervalls erfolgten eingriffsbedingten Veränderungen der Zustandsgrößen.

Kapitel 6

Wachstumsmodelle höherer Auflösung

Bäume besitzen die Fähigkeit, auf Änderungen in der belebten und unbelebten Umwelt zu reagieren. Diese Fähigkeit zeigt sich in der Dynamik des Wachstums, d.h. in der Reaktion auf einen aktuellen Ausgangszustand, der durch die herrschenden Standorts- und Konkurrenzbedingungen bestimmt wird. Diese Vielfalt der möglichen Reaktionen gilt es zu erfassen und zu beschreiben, sodass aus den Einzelbeobachtungen generelle Erfahrungen entstehen, die in Form von Modellen nutzbar gemacht werden können. Die Wachstumsprognosen sollen natürlich glaubwürdig, zugleich aber auch möglichst detailliert sein. Diese Anforderungen sind nicht einfach zu erfüllen, denn die aktuellen Ausgangszustände sind vielfältig und die möglichen Reaktionen darauf zahlreich. Die Entwicklung von Wachstumsmodellen kann daher nach Kimmins (1997) häufig als *reduktionistisch*¹ bezeichnet werden. Immer detailliertere Modelle mit zunehmend höherer Auflösung können dazu führen, dass ein Modell letztendlich untauglich bzw. unzweckmäßig wird (Abb. 6-1).

Daher ist es einleuchtend, wenn der verwendete Modelltyp auf die vorhandene Information abgestimmt ist. Liegen z.B. Einzelbaumdaten einschließlich der

¹ Reduktionismus: isolierte Betrachtung von Einzelementen ohne ihre Verflechtung in einem Ganzen bzw. die Prognose des Ganzen als Summe aus Einzelteilen unter Überbetonung der Einzelteile von denen aus generalisiert wird (Duden, Fremdwörterbuch).

Baumpositionen vor, dann ist es sinnvoll, diese vorhandene Information zu nutzen, z. B. durch Anwendung eines positionsabhängigen Einzelbaummodells. Liegen nur Bestandesdaten vor, dann sollte es möglich sein, auch diese Information zu nutzen. Wenn nur hochaggregierte Informationen über eine Waldlandschaft verfügbar sind, bietet ein regionales Produktionsmodell oft die einzige Möglichkeit der Prognose.

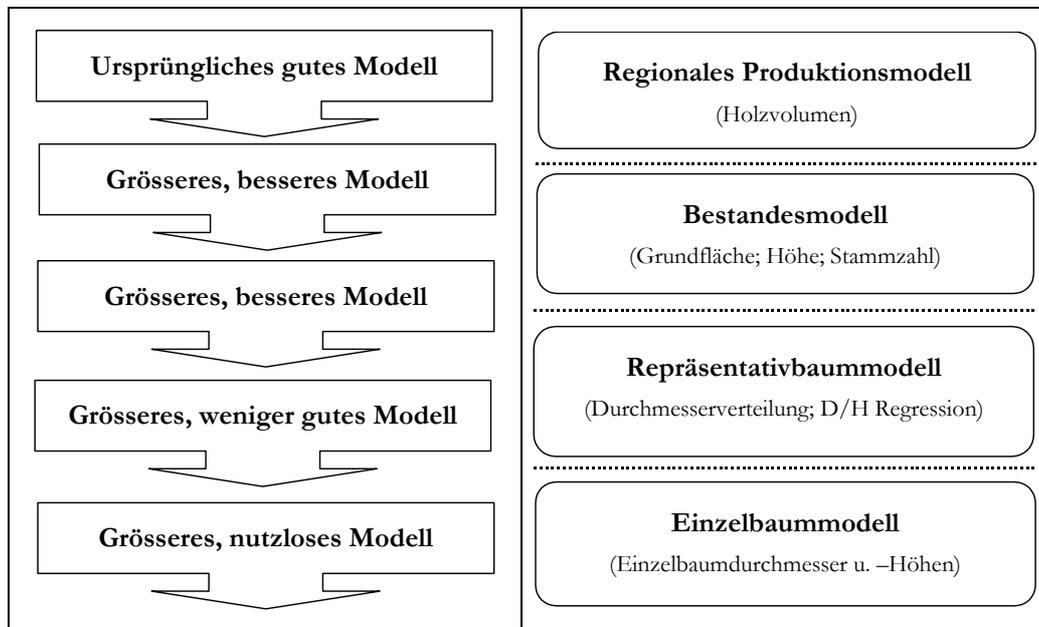


Abbildung 6-1. Links: Typische Entwicklung von Wuchsmodellen, etwas zynisch dargestellt nach Kimmins (1997); s. auch Reed (1997). Rechts: modulares, hierarchisch strukturiertes System von Wuchsmodellen unterschiedlicher Auflösung.

Ein hierarchisches Modellsystem, das je nach vorhandener Datenauflösung Informationen unterschiedlicher Bestimmtheit erzeugt, wird manchmal verglichen mit einem teleskopartig aufgebauten Fernrohr, mit dem um so mehr Einzelheiten zu erkennen sind, je weiter es ausgezogen wird. Die eigentliche Bedeutung des „Teleskop“-Prinzips liegt letztendlich aber darin, dass Modelle unterschiedlicher Auflösung das gleiche Ergebnis erzeugen sollen, dass sie *kompatibel* sind (Burkhardt, 1987). An den Schnittstellen der unterschiedlichen Modellebenen müssen die Informationen identisch sein. Obwohl dieses hierarchische Prinzip überzeugt, ist es trotz guter Fortschritte in der Modelltechnik bisher im Ansatz nur selten und noch nie ganz vollständig realisiert.

Bei der Prognose des Waldwachstums gibt es keinen universell gültigen Maßstab. Die biologischen Prozesse auf einer gegebenen Hierarchiestufe werden durch die Prozesse auf einer niederen Stufe bestimmt und durch die Bedingungen auf einer höheren Stufe eingeschränkt. Das Baumwachstum wird durch physiologische Prozesse im Baum bestimmt, aber die im Bestand herrschenden Konkurrenzbedingungen beschränken die Möglichkeiten der Entwicklung. Die meisten Modelle der Waldentwicklung werden für ganz bestimmte Zwecke konzipiert. Sie unterscheiden

sich in Bezug auf ihre Allgemeingültigkeit, - ihre Anwendbarkeit für eine Bandbreite von Gegebenheiten, - und in Bezug auf ihre Genauigkeit, die durch den Prognoseschätzfehler bestimmt wird (Sharpe, 1990). Eine hohe Genauigkeit wird gewöhnlich auf Kosten einer geringen Allgemeingültigkeit erreicht und die Auswahl eines geeigneten Modelltyps beruht daher in der Regel auf einem Kompromiss.

Repräsentativbaum-Modelle

Die Modelle des Waldwachstums lassen sich etwas vereinfacht in unterschiedliche Typen einteilen. Ein *Bestandesmodell* liefert zum Beispiel Angaben über Mittelwerte bzw. flächenbezogene Größen (Grundfläche, Stammzahl pro ha). Eine feinere Auflösung liefern Wachstumsmodelle, bei denen Bäume mit ähnlichen Merkmalen zu einem Repräsentativbaum vereint sind. Diese sog. *Repräsentativbaummodelle* finden Verwendung, wenn Merkmalsverteilungen vorliegen. In einer Durchmesserverteilung zum Beispiel wird eine bestimmte Anzahl von Bäumen durch einen Baum repräsentiert, der den Durchmesser der Klassenmitte aufweist. Lagekoordinaten liegen in der Praxis nur sehr selten vor. Durchmesserverteilungen dagegen lassen sich relativ einfach aus Stichprobenaufnahmen herleiten und sind somit häufiger verfügbar. Die Repräsentativbaum-Modelle haben daher eine zentrale Bedeutung in der praxisorientierten waldwachstumskundlichen Forschung.

Die Prognose von Durchmesserverteilungen

Häufig sind zwar die Durchmesser der Bäume bekannt, aber nicht das Alter. Das ist zum Beispiel in einem Plenterwald oder in einem tropischen Mischwald der Fall, wo Bäume unterschiedlichen Alters nebeneinander existieren. Es wäre viel zu aufwendig, das Alter aller Bäume zu ermitteln (zum Beispiel durch Bohrung). In solchen Fällen ist eine Schätzung des Wachstums nur über einen altersunabhängigen Ansatz möglich. Ein Verfahren, das besonders in ungleichaltrigen Beständen Anwendung findet, basiert auf der Fortschreibung einer Durchmesserverteilung innerhalb eines diskreten Zeitintervalls. Dafür eignet sich die folgende Modellstruktur:

$$\begin{bmatrix} f'_1 \\ f'_2 \\ f'_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ f'_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & 0 & \dots & 0 \\ b_1 & a_2 & \dots & 0 \\ 0 & b_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & & \\ \cdot & \cdot & & \\ 0 & \dots & a_m \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} f_1 + C \\ f_2 \\ f_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ f_m \end{bmatrix}$$

wobei

C = Einwuchs: die Anzahl junger Bäume, die in die kleinste Durchmesserklasse einwachsen,

f = Anzahl der Bäume, die sich zum Zeitpunkt t in der Durchmesserklasse i befinden,

a_i = Wahrscheinlichkeit, dass ein Baum in der Klasse i verbleibt

b_i = Wahrscheinlichkeit, dass ein Baum aus der Klasse i in die nächst höhere Klasse wechselt

f' = Anzahl der Bäume, die sich zum Zeitpunkt $t+1$ in der Durchmesserklasse i befinden

Die Spaltensummen können die folgenden Werte ergeben:

Wert	Bedeutung
1	
weniger als 1	Mortalität
mehr als 1	Einwuchs in die geringste Durchmesserklasse

Der als Übergang bezeichnete Wechsel von Bäumen aus einer Durchmesserklasse in die nächste innerhalb eines diskreten Zeitintervalls ist abhängig vom Wechsler-Anteil mr (engl. *movement ratio*), der wie folgt definiert ist:

$$mr_{ij} = \frac{\Delta d_i}{b}$$

mit mr_{ij} = Anteil der Bäume, die von der i -ten in die j -te Durchmesserklasse wechseln

Δd_i = mittlerer Durchmesserzuwachs in der i -ten Klasse (cm)

b = Klassenbreite der Durchmesserstufen (cm)

Beispiel: der mittlere Durchmesserzuwachs in der Klasse i mit Klassenbreite 4 cm beträgt in 2 Jahren 1,5 cm. Somit ergibt sich, unter der Voraussetzung, dass die Durchmesser in der i -ten Klasse gleichverteilt sind, $mr_{ij} = 1,5 / 4 = 0,375$. 37,5% aller Bäume in der i -ten Durchmesserklasse wechseln innerhalb von 2 Jahren in die nächst höhere Durchmesserklasse.

Beispiel: Die folgende Tabelle stellt einen hypothetischen Bestand mit 21 Bäumen dar, verteilt über 5 Durchmesserklassen (n_1 = anfängliche Stammzahl, n_2 = Stammzahl nach einem vorgegebenen Zeitintervall):

d_i	mr_{ij}	n_1	n_2	$\square d_i$
14	0.25	4	3	0.5
16	0.50	8	5	1.0
18	0.40	5	7	0.8
20	0.25	4	5	0.5
22	0.20	0	1	0.4
		21	21	

Die Tabelle kann auch in Form einer Übergangsmatrix dargestellt werden, wobei Einwuchs und Mortalität vernachlässigt werden:

$$\begin{bmatrix} 0.75 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.25 & 0.50 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.50 & 0.60 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.40 & 0.75 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.25 & 0.80 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} 4 \\ 8 \\ 5 \\ 4 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3 \\ 5 \\ 7 \\ 5 \\ 1 \end{bmatrix}$$

Zu den frühen methodischen Beiträgen im Bereich der stochastischen Übergangsmodelle gehören die Arbeiten von Rudra (1968), Suzuki (1971), Moser (1974) und Sloboda (1976). Ein Beispiel neueren Datums ist der sehr einfache Ansatz von Kolström (1992; s.a. Pukkala u. Kolström, 1988) für ungleichaltrige Fichtenbestände in Finnland. Gl. 6-12 schätzt die Wahrscheinlichkeit b_i , dass ein zufällig ausgewählter Baum, der sich in der i -ten 4 cm-BHD-Klasse befindet, während der folgenden 5 Jahre in die nächsthöhere 4 cm-Klasse überwechselt.

$$b_i = e^{-2.1 + 0.86 \ln(d_i) - 0.55 \ln(G) - 0.0007G \cdot d_i}$$

Die Durchmesser-Übergangswahrscheinlichkeit wird bestimmt durch den Durchmesser am Beginn der Wachstumsperiode und durch die Bestandesdichte. Mit zunehmender Dichte nimmt sie ab, mit zunehmendem Durchmesser nimmt sie zu.

Beispiel: In einem Fichtenbestand mit 30 m²/ha Grundfläche befinden sich 100 Bäume in der Durchmesserklasse 20 cm ($18 \leq d_i < 22$). Berechnet werden soll die Anzahl der Bäume, die während der nächsten 5 Jahre in die nächsthöhere Klasse einwachsen. Ergebnis: $b_i = e^{-1.814} = 0.16$. 16 Bäume werden also in die Klasse $22 \leq 24 < 26$ cm einwechseln, die restlichen 84 verbleiben in der Klasse $18 \leq 20 < 22$ cm.

Der Brusthöhendurchmesser (BHD), eine häufig im Wald gemessene Variable, ist eng mit dem Volumen und dem Wert eines Baumes korreliert und bildet daher eine der wichtigsten Grundlagen für waldbauliche und betriebswirtschaftliche Entscheidungen. Dementsprechend sind Informationen über seine *Verteilung*, die bei der Prognose der Waldentwicklung eingesetzt werden können, sehr begehrt und zudem relativ einfach zu gewinnen (Kennel, 1972a; Gadow, 1987; Gerold, 1990; Puumalainen, 1996).

Ein Beispiel aus China

Neben der statischen Beschreibung von Durchmesserverteilungen ist die Prognose der Bestandesentwicklung mit Hilfe stetiger Verteilungsfunktionen ein beliebter

Ansatz in der Waldwachstumsforschung². Dabei werden zunächst für eine möglichst große Zahl von Beständen mit unterschiedlichen Standorts- und Behandlungsbedingungen die Parameter der Verteilung bestimmt. In einem zweiten Schritt werden dann statistische Beziehungen zwischen den Parameterwerten der Verteilung und bestimmten Bestandeseigenschaften gesucht. Das Vorgehen soll am Beispiel der Weibull-Funktion erläutert werden:

$$F(x) = P(X \leq x) = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad 6-1$$

mit

X = zufälliger BHD

x = BHD, für den die Wahrscheinlichkeit berechnet werden soll, dass X kleiner ist

F(x) = P(X ≤ x) = Summenhäufigkeitsfunktion der weibullverteilten Zufallsvariablen X

= Wahrscheinlichkeit, dass ein zufällig ausgewählter BHD kleiner ist als x

a, b, c = Lage-, Maßstabs- und Formparameter

Eine der ersten Anwendungen der *Parameterschätzmethode* ist die Arbeit von Smalley u. Bailey (1974). Ihre Schätzfunktionen für die Weibull-Parameter lauten:

$$a = \begin{cases} -1.9492 + 0.0757 \cdot H, & H \leq 26 \text{ Fuss} \\ 0, & H > 26 \text{ Fuss} \end{cases} \quad 6-2$$

$$b = -a - 5.2352 - 0.0003 \cdot N + 1.1955 (10)^3/N + 6.2046 \log_{10}(H) \quad 6-3$$

$$c = 6.0560 - 0.0391 \cdot H - 0.0006 \cdot N \quad 6-4$$

mit H = Bestandesoberhöhe [Fuß]

N = Stammzahl pro acre.

Einen ähnlichen Ansatz verfolgten Nagel und Biging (1995). Eine spezielle Variante der *Parameterschätzmethode* ist das sogenannte *Parameter-recovery-Verfahren*, bei dem die Parameter direkt aus den Mittelwerten der Verteilung hergeleitet werden (vgl. Hyink, 1979; Hyink u. Moser, 1983). Hui u. Gadow (1996) verwendeten dafür die Logistische Funktion:

$$F(x) = P(X \leq x) = \frac{1}{1 + e^{a-bx}} \quad 6-5$$

mit $b = 2.1972 / (X_{F=0.9} - X_{F=0.5})$

$a = -2.1972 + b(X_{F=0.9})$

wobei

$$X_{F=0.5} = 0.4043 \cdot H_o^{0.2762} d_g^{1.504 H_o^{-0.1403}}$$

$$X_{F=0.9} = 1.2963 \cdot H_o^{0.1671} d_g^{0.7888 H_o^{-0.00668}}$$

mit H_o = Bestandesoberhöhe [m] und d_g = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [cm].

² Zu den häufig verwendeten Durchmesserverteilungsfunktionen gehören die Beta- (Swindel et al., 1987; Maltamo et al. 1995), Weibull- (Bailey u. Dell, 1973) und Johnson's Sb-Funktion (Hafley u. Schreuder, 1977).

Abb. 6-2 zeigt zwei auf der Basis der bekannten Bestandesmittelwerte erzeugte Durchmesserverteilungen. Die Form der Durchmesserverteilung wird nicht nur durch das Wachstum der Bäume bestimmt, sondern auch durch die forstlichen Eingriffe. Zentrale Bedeutung bei der Prognose von Durchmesserverteilungen hat daher die Schätzung der Veränderung der Verteilungsparameter nach einer Durchforstung. Ein Beispiel sind die Schätzfunktionen von Alvarez (1997) für die Prognose der Veränderung der Weibullparameter b und c nach einer Durchforstung für *Pinus pinaster*-Bestände in Spanien:³

$$b_{nach} = -4.7067 + 1.0205 \cdot b_{vor} + 85.35 \frac{N_{aus}}{N_{ges}} - 73.617 \frac{G_{aus}}{G_{ges}} \quad 6-6$$

$$c_{nach} = -1.059 + 1.178 \cdot c_{vor} + 8.170 \frac{N_{aus}}{N_{ges}} - 5.255 \frac{G_{aus}}{G_{ges}} \quad 6-7$$

mit

$b_{vor}, b_{nach}, c_{vor}, c_{nach}$ = Weibull Parameter b und c vor und nach dem Eingriff
 N_{aus}, N_{ges} = Stammzahl pro ha ausscheidend und gesamt (vor dem Eingriff)
 G_{aus}, G_{ges} = Grundfläche pro ha ausscheidend und gesamt (vor dem Eingriff)

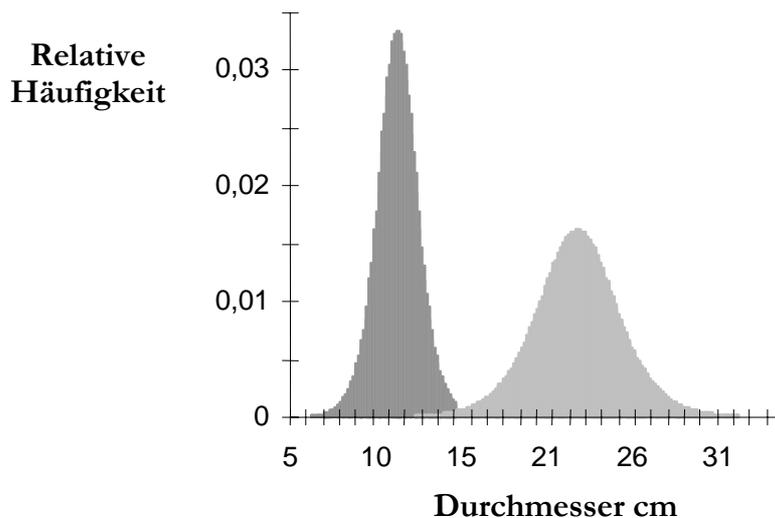


Abbildung 6-2. Zwei mit Hilfe der Parameter-recovery-Methode erzeugte Durchmesserverteilungen nach Hui u. Gadow (1996). Links: mit $dg = 12$ cm, $H_0 = 10$ m; rechts: mit $dg = 25$ cm, $H_0 = 20$ m.

Ein Beispiel aus Chile

Die Repräsentativbaum-Modelle haben bisher in Deutschland nicht die gleiche Beachtung gefunden wie die Einzelbaum-Modelle. Ihre Anwendung, zum Beispiel bei der Analyse von Behandlungsvarianten in der Forsteinrichtung, ist allerdings vielversprechend.

³ ähnliche Ansätze zur Beschreibung der Auswirkung von Durchforstungen bieten u.a. die Arbeiten von Römisch (1983), Faber (1987), Murray u. Gadow (1991), Chikumbo et al. (1992), Kassier (1993).

Zu den bewährten Methoden der Fortschreibung von Durchmesserverteilungen gehören die Ansätze von Pienaar u. Harrison (1988); Nepal u. Somers (1992); Cao u. Baldwin (1999); Trincado et al. (2002). Abb. 6-3 zeigt beispielhaft die Fortschreibung einer Durchmesserverteilung der Baumart *Eucalyptus nitens* in Chile.

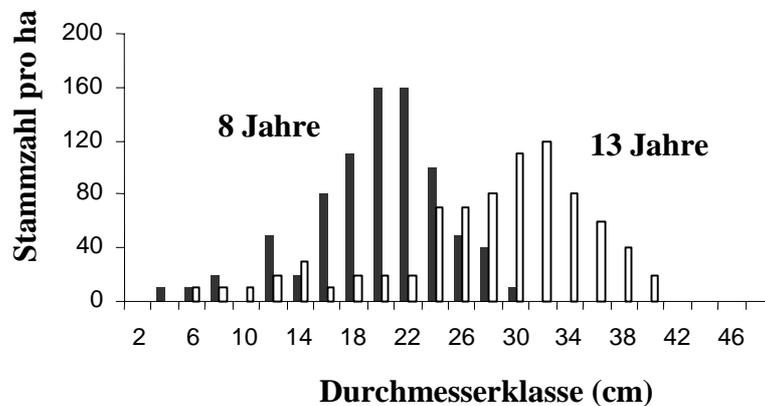


Abbildung 6-3. Beispiel einer Durchmesserfortschreibung für einen *Eucalyptus nitens* Bestand in Chile (Trincado et al., 2002).

Die Anwendung der Methode erfordert wiederum eine Schätzung der Überlebensraten und Durchmesserzuwächse für die einzelnen Durchmesserklassen. Nach der Fortschreibung werden die Durchmesserhäufigkeiten korrigiert, bis das Ergebnis mit der projizierten Bestandesgrundfläche kongruent ist. Unregelmässige Bestandesstrukturen bleiben erhalten. Die Methode eignet sich daher gut für Bestände mit multimodaler Durchmesserverteilung

Ein Beispiel aus Südafrika

Einen ähnlichen Ansatz verfolgten Sánchez et al. (2003). Das Datenmaterial, das dieser Untersuchung zugrunde liegt, stammt aus vier Versuchsflächen der Baumart *Eucalyptus grandis* in Südafrika, die innerhalb von 36 Jahren insgesamt 8 Mal aufgenommen wurden. Die Zeitintervalle zwischen zwei Aufnahmen variierten zwischen 2 und 5 Jahren. Für jede Aufnahme liegt eine Durchmesserverteilung vor. Die wichtigsten ertragskundlichen Daten der Versuchsflächen sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Die Anwendung der Methode von Nepal und Somers (1992) erfordert eine Schätzung der Überlebensraten und der Durchmesserzuwächse für die einzelnen Durchmesserklassen. Nach der Fortschreibung werden die Durchmesserhäufigkeiten korrigiert, bis das Ergebnis mit der projizierten Bestandesgrundfläche kongruent ist. In Abbildung 1 wird diese Methode schrittweise erläutert.

Fläche Nr.	Alter (Jahre)	Stammzahl pro ha	Oberhöhe (m)	Grundfläche (m ² /ha)
1	2,08	6091	6,5	13,9
1	5,17	3998	21,1	40,1
1	10,17	3379	32,1	55,0
1	14,17	2984	38,2	60,0
1	20,17	1846	42,3	56,3
1	24,58	1451	48,9	60,8
1	27,83	1352	51,1	64,8
1	38,90	874	57,1	73,0
3	2,08	2734	6,5	8,5
3	5,17	2471	21,1	35,9
3	10,17	2026	32,1	47,6
3	14,17	1960	38,2	56,7
3	20,17	1639	42,3	60,6
3	24,58	1310	48,9	60,8
3	27,83	1244	51,1	63,5
3	38,90	799	57,1	69,2
4	2,08	1474	6,5	4,5
4	5,17	1441	21,1	29,7
4	10,17	1400	32,1	45,3
4	14,17	1391	38,2	53,8
4	20,17	1202	42,3	58,1
4	24,58	1112	48,9	63,2
4	27,83	1037	51,1	62,9
4	38,90	659	57,1	63,8
5	2,08	988	6,5	2,8
5	5,17	988	21,1	26,0
5	10,17	856	32,1	37,1
5	14,17	856	38,2	46,1
5	20,17	840	42,3	55,5
5	24,58	799	48,9	60,3
5	27,83	790	51,1	64,3
5	38,90	576	57,1	63,6

Tabelle 6- 1. Die wichtigsten ertragskundlichen Daten der Versuchsflächen.

In einem ersten Schritt werden die Weibullparameter geschätzt. Aus der Weibullverteilung wird eine Funktion zur Schätzung des Durchmesserwachstums hergeleitet (Bailey, 1980); somit lässt sich die Durchmesserverteilung in einem zukünftigen Zeitpunkt t_2 ermitteln. Mit Hilfe eines Algorithmus wird die geschätzte Verteilung angepasst, um die Übereinstimmung der geschätzten und beobachteten bzw. der mit Hilfe eines Bestandesmodells ermittelten Stammzahl- und Grundflächenwerte, zu gewährleisten.

Die Parameter der Weibull Verteilung werden mit Hilfe der *Parameter-Recovery Methode* berechnet. Dieser Ansatz schätzt die Parameter aus den Bestandesmittelwerten. Beispiele für diese Methode finden sich bei Hyink (1980), Hyink und Moser (1983), Yang und Feng (1989), Meng (1991), Hui et al. (1994), Trincado et al.

(2003). Die in dieser Arbeit verwendete Methode wurde von Cao et al. (1982) vorgeschlagen. Bei diesem Ansatz werden die Weibullparameter mit Hilfe des Mitteldurchmessers und des Durchmessers des Grundflächenmittestammes geschätzt.

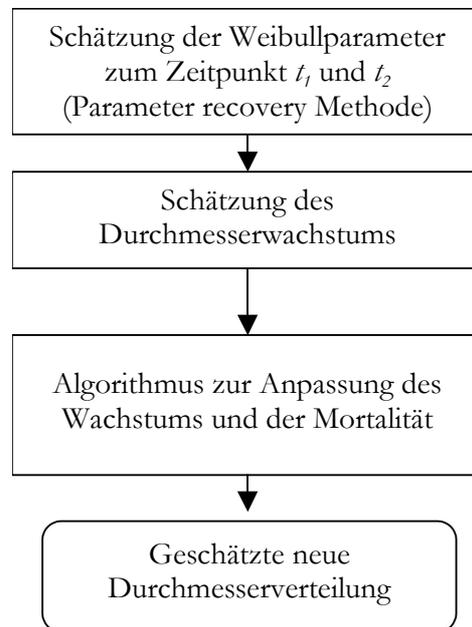


Abbildung 6-4. Ablauf der von Nepal und Somers (1992) vorgeschlagenen Methode zur kompatiblen Fortschreibung von Durchmesserverteilungen.

Der Lageparameter a wird aus der folgenden Gleichung hergeleitet:

$$a = D_{\min} - DW / 2 \quad 6-8$$

wobei:

D_{\min} = unterer Grenzdurchmesser (cm),
 DW = Breite der Durchmesserklasse (cm).

Der Maßstabparameter b wird aus der Gl. 2 hergeleitet und in Gl. 3 eingeführt. Durch ein iteratives Verfahren wird Gl. 3 gelöst, sodass der Formparameter c ermittelt werden kann.

$$(\bar{D} - a) = b * \Gamma(1 + 1/c) \quad 6-9$$

$$D_q^2 = a * (a + 2b * \Gamma(1 + 1/c)) + (b^2 * \Gamma(1 + 2/c)) \quad 6-10$$

wobei:

\bar{D} = Mitteldurchmesser,
 D_q = Durchmesser des Grundflächenmittestammes,
 $\Gamma(x)$ = Gamma Funktion.

Zur Schätzung des Durchmesserwachstums wird die von Bailey (1980) vorgeschlagene Funktion verwendet. Unter der Annahme, dass sich die Durchmesserverteilung zum Zeitpunkt t_1 und t_2 der Weibullverteilung annähert und angenommen, dass die relative Dimension eines Baumes in Bezug auf alle andere Bäume unverändert bleibt, lässt sich das Einzelbaumdurchmesserwachstum durch die Gleichung 4 beschreiben:

$$BHD_2 = a_2 + b_2 \left(\frac{BHD_1 - a_1}{b_1} \right)^{\frac{c_1}{c_2}} \quad 6-11$$

wobei:

BHD_i = Durchmesser zum Zeitpunkt i ,
 a_i, b_i, c_i = Weibullparameter zum Zeitpunkt i .

Aus rechnerischen Gründen ist es praktisch, die Berechnung „rückwärtsgerichtet“ durchzuführen, um den Anteil der Bäume in jeder zukünftigen Durchmesserklasse zu ermitteln. Gleichung 4 lässt sich wie folgt umschreiben:

$$BHD_1 = a_1 + b_1 \left(\frac{BHD_2 - a_2}{b_2} \right)^{\frac{c_2}{c_1}} \quad 6-12$$

Da die Durchmesserverteilungen sich der Weibullverteilung annähern, kann angenommen werden, dass die Verteilung innerhalb einer Durchmesserklasse durch die trunkierte Weibullverteilung approximiert werden kann. Deshalb lässt sich die Anzahl der Bäume, die zur zukünftigen Durchmesserklasse übergehen, mit Hilfe der Gleichung 6 ermitteln:

$$N_{2i} = \sum_j N_{1j} \left(\frac{F_1[\min[(BHD_1(U_{2i}), U_{ij})]] - F_1[\max[(BHD_1(L_{2i}), L_{ij})]]}{F_1(U_{1j}) - F_1(L_{1j})} \right) \quad 6-13$$

wobei:

N_{2i} = geschätzte Stammzahl zum Zeitpunkt 2 in der i . BHD-Klasse,
 N_{1j} = beobachtete Stammzahl zum Zeitpunkt 1 in der j . BHD-Klasse,
 L_{2i} = Unterer Grenzwert der i 'ten BHD-Klasse zum Zeitpunkt 2,
 U_{2i} = Oberer Grenzwert der i 'ten BHD-Klasse zum Zeitpunkt 2,
 L_{1j} = Unterer Grenzwert der j 'ten BHD-Klasse zum Zeitpunkt 1,
 U_{1j} = Oberer Grenzwert der j 'ten BHD-Klasse zum Zeitpunkt 1,
 $BHD_1(x)$ = BHD zum Zeitpunkt 1, der dem BHD zum Zeitpunkt 2 entspricht,
 $F_1()$ = Weibull-Funktion zum Zeitpunkt 1.

Wenn Mortalität nicht berücksichtigt wird, ist das Ergebnis eine geschätzte Durchmesserverteilung mit der gleichen Stammzahl zu den Zeitpunkten t_1 und t_2 .

Diese Durchmesservertelung muss angepasst werden. Deshalb ist es notwendig, jeden Durchmesser mit einem Faktor P_i zu multiplizieren, um die Übereinstimmung der geschätzten und beobachteten bzw. der mit Hilfe eines Bestandesmodells ermittelten Stammzahl und Grundfläche und damit die erforderliche Kompatibilität zu gewährleisten.

$$\sum_{i=1}^k P_i \cdot h_i = N_2 \quad 6-14$$

$$\sum_{i=1}^k g P_i h_i BHD_i^2 = BA_2 \quad 6-15$$

wobei:

- h_i = prognostizierte Stammzahl in der i . BHD-Klasse,
- BHD_i = Mittelpunkt der BHD-Klasse i ,
- k = Anzahl der BHD-Klassen,
- N_2 = Stammzahl zum Zeitpunkt t_2 ,
- BA_2 = Grundfläche zum Zeitpunkt t_2 .

P_i ist eine Funktion des Durchmessers und lässt sich wie folgt beschreiben:

$$P_i = \alpha_0 \cdot e^{\alpha_1 \cdot BHD_i} \quad 6-16$$

P_i in Gl. 6 kann nur positive Werte annehmen (negative Werte würden zu negativen Werten in der angepassten Verteilung führen). Außerdem handelt es sich um eine monoton steigende Funktion, sodass während des Anpassungsprozesses die Struktur der ursprünglichen Verteilung erhalten bleibt.

Der Parameter α_0 muss immer positive Werte annehmen, da sonst P_i negativ wird. Der Wert des Parameters α_1 hängt von der Anpassung ab. Falls keine Mortalität vorkommt, modifiziert P_i nur das Durchmesserwachstum. In diesem Fall ist α_0 größer bzw. kleiner als 1 und α_1 größer bzw. kleiner als 0, wenn die Grundfläche nach oben bzw. unten angepasst werden muss. Ein positiver Wert des Parameters α_1 bringt für Bestände mit Mortalität einen höheren Anteil von Bäumen mit sich, die von den kleineren BHD-Klassen zu den größeren BHD-Klassen überwechseln. Ein negativer Wert des Parameters α_1 führt dazu, dass nur Bäume der höheren BHD-Klassen in die nächsthöhere BHD-Klasse übergehen; bei $\alpha_1=0$ ist der Wechsleranteil in allen BHD-Klassen gleich. Durch Einsetzen der Gl. 6-16 in Gl. 6-14 und 6-15 ergibt sich:

$$\sum_{i=1}^k (\alpha_0 e^{\alpha_1 BHD_i}) \cdot h_i = N_2 \quad 6-17$$

$$\sum_{i=1}^k g (\alpha_0 e^{\alpha_1 BHD_i}) h_i BHD_i^2 = BA_2 \quad 6-18$$

Aus Gl. 6-17 und 6-18 ergibt sich die folgende Gleichung:

$$\sum_{i=1}^k \frac{g (\alpha_0 e^{\alpha_1 BHD_i}) h_i BHD_i^2 N_2}{\sum_{i=1}^k (\alpha_0 e^{\alpha_1 BHD_i}) h_i} = BA_2 \quad 6-19$$

Zur Berechnung des Parameter α_1 und α_0 wird Gl. 6-19 iterativ gelöst.

Mit Hilfe von statistischer Standardsoftware wird Gl. 6-19 zur Ermittlung der Parameter α_0 und α_1 gelöst. Beispielhaft sind die beobachteten und geschätzten Verteilungen sowie der Faktor P_i und die dementsprechend korrigierte BHD-Verteilung für die Versuchsfläche Nr. 3 in Tabelle 6-2 zusammengefasst. Der geschätzte Bestand hat eine Grundfläche von 2,9 m² und eine Stammzahl von 224 (auf 600m²). Die geschätzte Verteilung muss angepasst werden, um einen Grundflächenwert von 2,7 m² und eine Stammzahl von 206 zu erhalten. Die Werte $\alpha_1=0,0095$ und $\alpha_0=0,818627$ lösen das Gleichungssystem 10-11. Aus diesen beiden Parametern wird der Korrekturfaktor P_i für die einzelnen BHD-Klassen ermittelt.

BHD-Klasse (cm)	Beobachtete BHD-Verteilung	Geschätzte BHD-Verteilung	P_i	Korrigierte BHD-Verteilung
1	0	0,0	0,83	0,0
3	7	4,5	0,84	3,8
5	12	11,5	0,86	9,8
7	10	12,7	0,87	11,1
9	38	36,6	0,89	32,7
11	29	41,6	0,91	37,8
13	36	41,9	0,93	38,8
15	30	39,6	0,94	37,4
17	27	24,2	0,96	23,3
19	12	6,3	0,98	6,1
21	4	4,3	1,00	4,3
23	1	0,5	1,02	0,5
25	0	0,4	1,04	0,4
27	0	0,0	1,06	0,0
	206	224		206

Tabelle 6-2. Beobachtete und geschätzte BHD-Verteilungen für die Versuchsfläche Nr. 3.

Die Durchmesserfortschreibung wird in Abbildung 6-5 am Beispiel von zwei aufeinander folgenden Aufnahmen der Versuchsfläche Nr. 3 dargestellt.

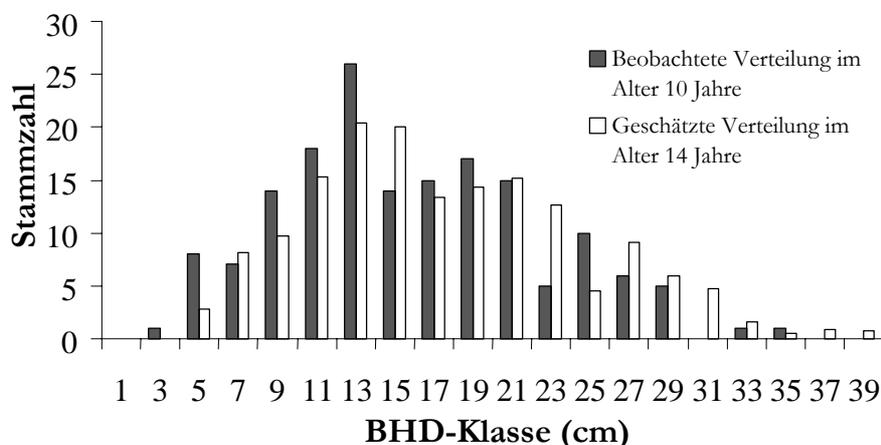


Abbildung 6-5. Beispiel einer Durchmesserfortschreibung für die Eucalyptus grandis Versuchsfläche Nr. 3.

Ein Vorzug dieser Methode liegt in der *Kompatibilität*, denn zwei Modellebenen unterschiedlicher Auflösung - die Bestandesebene in Form von Summen- und Mittelwerten, und die Einzelbaumebene in Form von Häufigkeitsverteilungen - sind in einem gemeinsamen Ansatz vereint.

Ein wesentliches Element der Repräsentativbaum-Modelle ist die Darstellung der Beziehung zwischen Durchmessern und Höhen der Einzelbäume. In der Regel geschieht dies mit Hilfe von sog. *Einheitshöhenkurven*.

Einfache Durchmesserfortschreibung

Ein beliebter Ansatz für die Prognose der Durchmesser von Einzelbäumen in einem Bestand ist die einfache Durchmesserfortschreibung mit Hilfe der algebraischen Differenzenform einer Wachstumsfunktion. Die nachstehende Form der sog. *Mitscherlich Gleichung* wurde z.B. von Saborowski (1982) und Lemm (1991) verwendet:

$$d_{2i} = d_{1i} \frac{1 - e^{-k(t_2 - t_0)}}{1 - e^{-k(t_1 - t_0)}} \quad 6-20$$

mit

t_1, t_2	=	Bestandesalter zu Beginn und Ende des Prognosezeitraums
d_{1i}, d_{2i}	=	Brusthöhendurchmesser des i-ten Baumes[cm] im Alter t_1 und t_2
t_0	=	Alter, in dem Brusthöhe (1.3 m) erreicht wird
k	=	empirisch ermittelter Parameter

Beispiel: Im Rahmen einer Forstinventur wurde die Durchmesserverteilung eines 50-jährigen Buchenbestandes ermittelt. Die Oberhöhe beträgt 19 m. Nach Lemm (1991) werden die Parameter k und t_0 aus der Oberhöhe wie folgt geschätzt:⁴

$$k = 0.003257 + 0.000016 (19) = 0.00356 \quad \text{und} \quad t_0 = 469 e^{-0.35379(19)} = 0.56.$$

Die Brusthöhendurchmesser von zwei Bäumen aus dem Bestand mit einem Bestockungsgrad von 1.0 sollen bis zum Alter 55 fortgeschrieben werden. Der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (Baum 1) beträgt gegenwärtig 13 cm, der untere Grenzdurchmesser 9 cm (Baum 2). Nach Gleichung (6-8) ergibt sich:

$$d_{21} = 13 \frac{1 - e^{-0.00356(55-0.56)}}{1 - e^{-0.00356(50-0.56)}} = 14.2 \text{ cm} \quad \text{und} \quad d_{22} = 9 \frac{1 - e^{-0.00356(55-0.56)}}{1 - e^{-0.00356(50-0.56)}} = 9.8 \text{ cm}$$

Das Beispiel demonstriert einen Nachteil der einfachen Fortschreibungsmethode, die *absolute Rangerhaltung*. Die Verhältnisse der Brusthöhendurchmesser der zwei Bäume haben sich während des Prognosezeitraumes nicht verändert, denn

$$\frac{13}{9} = \frac{14.2}{9.8}.$$

Dass der Durchmesserzuwachs bei gleichem Alter z.T. erheblich mit steigendem Durchmesser zunimmt, hat Schwappach (1905) bereits in jüngeren und mittelalten

⁴ Das Modell wäre kompatibel, wenn t_0 direkt aus dem Höhenmodell abgeleitet würde.

⁵ Der Ansatz wird manchmal durch eine stochastische Komponente erweitert, um somit das Problem der absoluten Rangerhaltung zu umgehen (Sloboda, 1984; Gaffrey, 1996).

Eichenbeständen festgestellt (Abb. 6-4). Diese Erfahrung konnte u.a. auch für Kiefernbestände bestätigt werden (s. z.B. Gadow, 1984).



Tafel 6-1: Buchenbestand im Thüringer Forstamt Bleicherode

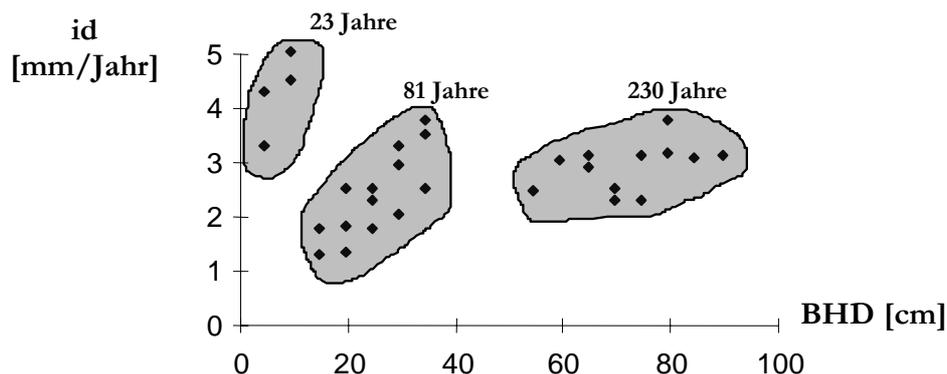


Abbildung 6-6. Beziehung zwischen dem Brusthöhendurchmesser (BHD) und dem Durchmesserzuwachs (id) in unterschiedlich alten Eichenbeständen in den Versuchsflächen Bordesholm und Freienwalde nach Schwappach (1905).

Die Veränderung der relativen Grundfläche

Der Nachteil der einfachen Fortschreibungsmethode, die *absolute Rangerhaltung*, wird aufgehoben, wenn man einen Ansatz wählt, bei dem die relativen Baumdimensionen während des Prognosezeitraumes nicht konstant gehalten werden.

Die *relative Grundfläche* (rg) ist definiert als das Verhältnis der Grundfläche des i -ten Baumes zur mittleren Grundfläche:

$$rg_1 = \frac{g_{1i}}{\bar{g}_1} \quad \text{und} \quad rg_2 = \frac{g_{2i}}{\bar{g}_2} \quad 6-21$$

mit g_{1i}, g_{2i} = Grundfläche des Baumes i im Alter 1 bzw. 2 [cm²]
 \bar{g}_1, \bar{g}_2 = mittlere Grundfläche des Bestandes im Alter 1 bzw. 2 [cm²]

Der Ansatz geht davon aus, dass sich die relative Grundfläche eines Baumes i mit der Zeit verändert. Die relative Dimension eines geringen Baumes wird weiter abnehmen, während die relativen Grundflächen der starken Bäume zunehmen. Eine Möglichkeit, diese Entwicklung nachzuvollziehen, bietet der Ansatz von Clutter u. Jones (1980; s. a. Forss et al., 1996):

$$rg_2 = rg_1 \left(\frac{t_2}{t_1} \right)^\beta \quad 6-22$$

mit t_1, t_2 = Bestandesalter zu Beginn und am Ende des Prognosezeitraumes

Die Grundfläche des i -ten Baumes im Alter t_2 , (g_{2i}) wird auf Grund der Kenntnis von g_{1i} , der Grundfläche des i -ten Baumes im Alter t_1 , und den mittleren Grundflächen \bar{g}_1 und \bar{g}_2 geschätzt.

Beispiel: Die Grundflächen von zwei Bäumen eines hypothetischen Bestandes betragen im Alter 50: $g_{11} = 132.7$ cm² und $g_{12} = 254.5$ cm². Die mittlere Grundfläche im Alter 50 beträgt $\bar{g}_1 = 201.1$ cm². Mit Hilfe eines Bestandesmodells wird die mittlere Grundfläche im Alter 55 auf

$\bar{g}_2 = 283.5 \text{ cm}^2$ geschätzt. Mit $\beta = 0.3$ ergeben sich nach 5 Jahren die folgenden Grundflächen für die beiden Bäume:

$$g_{21} = 283.5 \left[\frac{132.7}{201.1} \right]^{(55/50)^{0.3}} = 184.8 \text{ cm}^2$$

$$g_{22} = 283.5 \left[\frac{254.5}{201.1} \right]^{(55/50)^{0.3}} = 361.2 \text{ cm}^2$$

Die bei der einfachen Durchmesserfortschreibung erzwungene Rangerhaltung ist bei diesem Ansatz nicht gegeben, denn im Beispiel ist $\frac{361.2}{184.8} > \frac{254.5}{132.7}$.

Nach Pienaar et al. (1990) kann das Modell der relativen Grundflächenveränderung *kompatibel* gestaltet werden (im Sinne des *Teleskop-Prinzips*), wenn die Summe der Grundflächen aller Einzelbäume genau die mit Hilfe eines Bestandesmodells geschätzte Bestandes-Grundfläche im Alter t_2 ergibt. Die Kompatibilität wird durch die folgende Beschränkung erreicht:

$$N_j g_{2j} = G_2 \frac{N_j (r g_{1j})^a}{\sum_{j=1}^k N_j (r g_{1j})^a} \quad 6-23$$

mit N_j = Anzahl der in der BHD-Klasse j ($j = 1, 2, \dots, k$) bis zum Alter t_2 überlebenden Bäume
und $a = \left(\frac{t_2}{t_1} \right)^\beta$

Das Modell der relativen Grundflächenveränderung ist plausibler als die einfache Durchmesserfortschreibung, weil es keine absolute Rangerhaltung erzeugt. Ein Nachteil in beiden Ansätzen ist die Altersabhängigkeit. Das Alter der Bäume ist häufig nicht verfügbar, zum Beispiel in ungleichaltrigen Mischbeständen.

Die direkte Zuwachsschätzung

Die Zunahme des Durchmessers kann mit Hilfe einer *Wachstumsfunktion* geschätzt werden, wobei $d_n = F(d_0, t) + e_1$, oder als *Zuwachsfunktion* mit $\Delta d = f(d) + e_2$, mit den Schätzfehlern e_1 und e_2 . Daten über die unmittelbaren Zuwächse dd/dt sind nicht verfügbar, daher ist man auf Schätzungen über durchschnittliche periodische Zuwächse angewiesen.

Der Durchmesserzuwachs (Δd) wird häufig empirisch über den Durchmesser (d) geschätzt, wodurch die notwendige Altersunabhängigkeit erreicht wird. Als Alternative zur Verwendung des Zuwachses mittels der relativen Grundflächenänderung schätzte Hessenmöller (2002) den Durchmesserzuwachs für mehrere Laubbaumarten im Göttinger Kalkbuchenwald mit Hilfe der Wachstumsfunktion von KORSUN. Die vom tschechischen Naturwissenschaftler Korsun (1935) erstmals be-

schriebene dreiparametrische Funktion eignet sich gut zur Darstellung von Wachstumsabläufen:

$$\Delta d = e^{\left[k_0 + k_1 \cdot \ln d + k_2 \cdot (\ln d)^2 \right]} \quad \text{und} \quad \ln \Delta d = k_0 + k_1 \cdot \ln d + k_2 \cdot (\ln d)^2$$

mit k_0, k_1, k_2 = empirische Parameter,
 d = Durchmesser in Brusthöhe (cm)
 Δd = jährlicher Durchmesserzuwachs (cm)

Die KORSUN-Gleichung gehört zu den Exponentialfunktionen und ist nicht symmetrisch zum Ursprung. Im doppelt logarithmischen Koordinatensystem hat sie die Form einer Parabel. Die Extremwerte der Funktion lassen sich durch die folgende Gleichung berechnen:

$$x = e^{-\frac{k_1}{2 \cdot C}}$$

Dabei handelt es sich bei $k_2 > 0$ um ein lokales Minimum, bei $k_2 < 0$ um ein lokales Maximum. Die geschätzten Koeffizienten zur direkten Zuwachsschätzung ausgewählter Baumarten finden sich in Tabelle 6-1 (s.a. Abb. 6-5).

Baumart	Anzahl	k_0	k_1	k_2	r^2	$rMSE$
Bergahorn	189	-3,8361	1,6707	-0,2187	0,23	0,252
Buche	2.271	-2,9752	0,7075	-0,0230	0,30	0,204
Elsbeere	29	-10,3508	7,1433	-1,2852	0,65	0,140
Esche	391	-3,6712	1,5263	-0,1839	0,38	0,191
Hainbuche	63	-1,2170	-0,0901	0,0105	0,00	0,171
Spitzahorn	53	-3,1971	1,7125	-0,2861	0,14	0,228

Tabelle 6-3. Empirische Parameter für die direkte Zuwachsschätzung im Göttinger Wald mit Hilfe der Wachstumsfunktion nach Korsun (Hessenmöller, 2002).

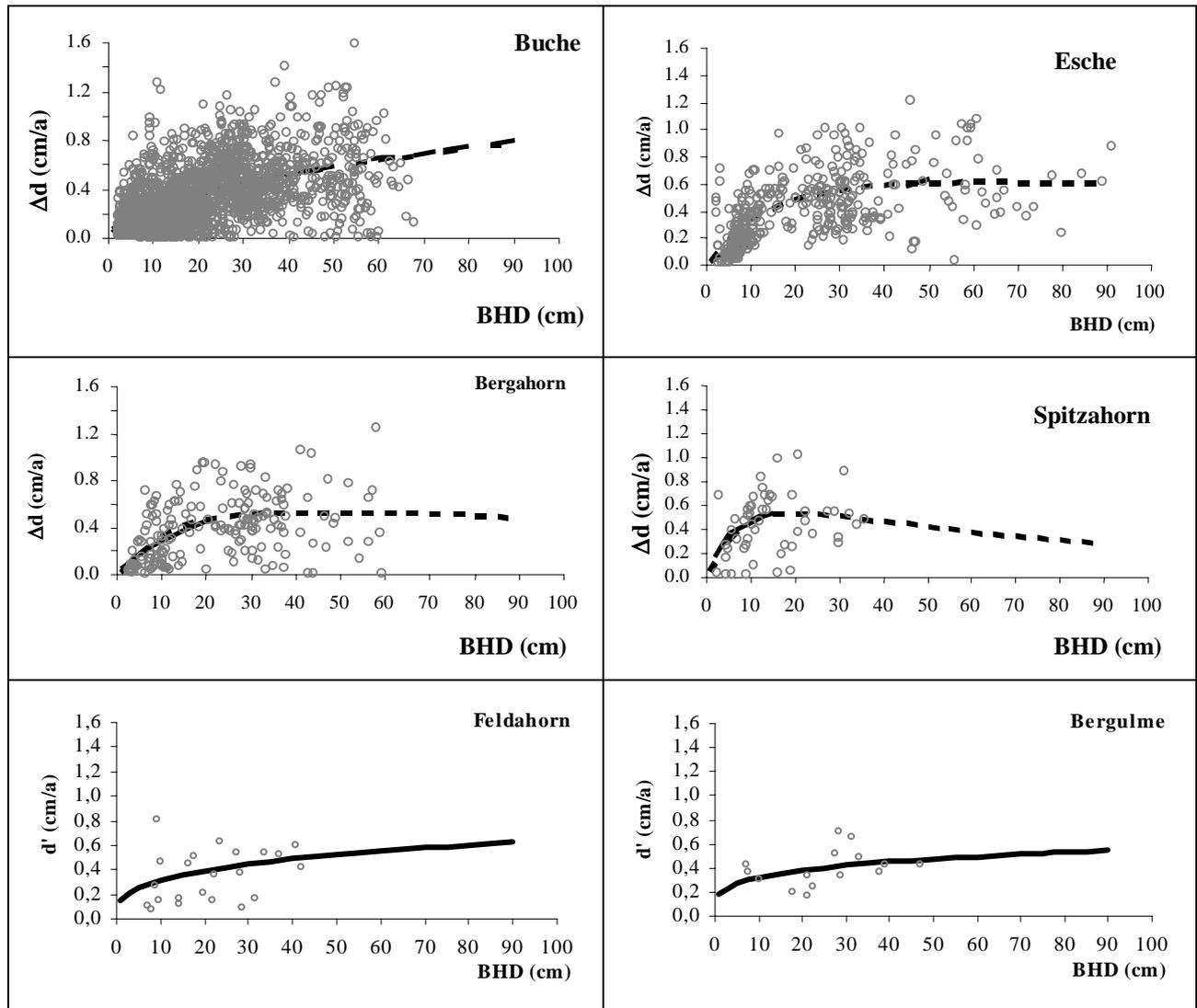


Abbildung 6-7. Der jährliche Zuwachs in Abhängigkeit vom Durchmesser, nach Baumarten getrennt und mit Hilfe der KORSUN-Funktion geschätzt.

Die Wachstumsfunktion nach KORSUN weist auf eine typische frühzeitige Kulmination des Durchmesserzuwachses hin, wird somit der Zuwachsentwicklung eines Baumes in Abhängigkeit vom Durchmesser relativ gut gerecht. Die deutlichsten Unterschiede im Funktionsverlauf finden sich bei den Baumarten Spitzahorn, Bergahorn und Elsbeere. Auffällig ist der nahezu identische Funktionsverlauf der beiden Wachstumsfunktionen bei den Baumarten Buche und Hainbuche. Bei der Hainbuche ist die Korrelation zwischen mittlerem jährlichem Zuwachs und Durchmesser äußerst gering. So ist es zu erklären, dass beide Funktionen einen fast linearen Verlauf zeigen⁶.

Vanclay (1994, S. 165) zeigt einige Ansätze der Durchmesser-zuwachsschätzung tropischer Waldbäume, die zu ähnlichen Ergebnissen führen;⁷ zum Beispiel:

⁶ Deutlich wird dies auch in den beiden empirischen Parametern k_1 und k_2 der KORSUN-Funktion, die bei der Hainbuche fast Null sind.

⁷ Die Parameter wurden aus Daten für Zuckerahorn geschätzt. Vgl. auch Hahn u. Leary (1979).

$$\text{a) Bertalanffy: } \Delta d = 0.245 \cdot d^{0.44} - 0.0147 \cdot d \quad 6-24$$

$$\text{b) Botkin: } \Delta d = \frac{d - d^2 \cdot \frac{137 + 50.9 \cdot d - 0.167 \cdot d^2}{611677}}{2.74 + 1.527 \cdot d - 0.00668 \cdot d^2} \quad 6-25$$

Abb. 6-8 zeigt, dass die Funktionen nach Bertalanffy (1948) und Botkin (1993) ähnliche Zuwachsverläufe beschreiben. Das Problem bei diesen Ansätzen besteht darin, dass der Durchmesserzuwachs nur vom Durchmesser abhängt. Dies ist eine grobe Vereinfachung, denn der Zuwachs wird u.a. von der Bestandesdichte bestimmt.

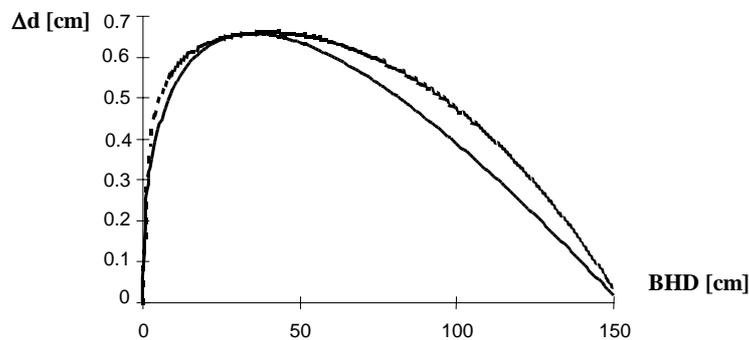


Abbildung 6-8. Zwei Durchmesserzuwachsfunken mit ähnlichem Verlauf nach Vanclay (1994).

Da zwischen dem Zuwachs und der Kronenmantelfläche eine straffe Beziehung besteht (s. u.a. Kramer, 1988), kann diese über den Durchmesser hergeleitete Größe zur Schätzung des Wachstums der Repräsentativbäume verwendet werden. Ein Maß der Konkurrenz, dem die einzelnen Bäume ausgesetzt sind, bietet der Überschirmungsfaktor $C66$,⁸ wie er bei Wensel et al. (1987) definiert ist. Diese Methode hat Nagel (1994) für die Wachstumsprognose in Nordwestdeutschland angewendet. Zur Berechnung des Kronenkonkurrenzindex $C66$ werden Informationen über die Kronenausformung benötigt (vgl. Kap. 3). Allerdings ist bei einem positionsunabhängigen Wuchsmodell die genaue Beschreibung der Kronenform nicht so wichtig wie bei einem positionsabhängigen Modell, da ein höherer Abstraktionsgrad verwendet wird. Durchmesser- und Höhenzuwachs nehmen mit zunehmender Überschirmung, also mit steigendem Wert des $C66$ ab.

⁸ Der $C66$ ist gleich der Summe der Kronenschirmflächen ($ks66$) aller Bäume, die in einer Höhe von 66 Prozent der Kronenlänge des Bezugsbaumes geschnitten werden, relativ zur Bestandesfläche.



Tafel 6-2: Mischwald im Forstamt Lensahn, Ostholstein

Zuwachsschätzung mit Hilfe nicht-parametrischer Ansätze

Zur Schätzung des jährlichen Zuwachses Δd_j aus den Werten einer Datenbank verwendet Hessenmöller (2002) die sog. *k-nearest-neighbour* Regression. Der unbe-

kannte Zuwachs des Bezugsbaumes j (Δd_j) wird aus den bekannten gewichteten Zuwächsen von N Nachbarn geschätzt:

$$\Delta d_j = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta d_i \cdot G_i}{\sum_{i=1}^N G_i}$$

mit Δd_i = jährlicher Zuwachs des Nachbarbaumes i (cm)
 N = Anzahl der betrachteten Nachbarn
 G_i = Gewicht des Nachbarn i .

Um G_i zu berechnen, wird der Abstand W_i zwischen dem Bezugsbaum j und seinem Nachbarn i eingeführt. Jeder Baum besitzt Merkmale, die in diesem Zusammenhang als „Instanzen“ bezeichnet werden. Der Abstand W_i berechnet sich aus den Abständen der Instanzen w und deren partiellen Gewichten g mit:

$$W_i = g_1 \cdot w_1 + \dots + g_n \cdot w_n$$

Zum Beispiel kann der Abstand W_i unter Verwendung der Instanzen Durchmesser D und Höhe H eines Nachbarn i im Vergleich zum Bezugsbaum j wie folgt ermittelt werden:

$$W_i = g_D \cdot (D_i - D_j)^2 + g_H \cdot (H_i - H_j)^2 \quad 6-26$$

Es gibt zahlreiche Möglichkeiten, um das Gewicht G_i eines Nachbarn i zu bestimmen, zum Beispiel mit Hilfe einer Exponentialfunktion $G_i = e^{-W_i}$. Häufig wird der nachstehende Form verwendet

$$G_i = \frac{1}{1 + W_i} \quad 6-27$$

Um den Einfluss der Instanzen besser vergleichen zu können, ist es sinnvoll, die Abstände zu normieren. Hessenmöller (2002) verwendet vier verschiedene Abstandsfunktionen in Abhängigkeit von der betrachteten Instanz. Diese wurden jeweils mit der Varianz der Instanz normiert. Zwei der Abstandsfunktionen lauten:

$$w_{III} = \frac{|P_i - P_j|}{\sqrt{\text{Var}(P)}}$$

$$w_{IV} = \frac{|P_i - P_j|^{2,5}}{(\sqrt{\text{Var}(P)})^{2,5}}$$

Die Ergebnisse der knn-Regression am Beispiel der 2.271 positionsunabhängigen Datensätze für die Buche finden sich in Tabelle 6-4. Alle Modelle zeigen eine ähnliche Güte der Anpassung.

$N = 2.271$	w	g	SSQ	$rMSE$	r^2
BHD	IV	1.275	90,917	0,200	0,32
Höhe	II	625	90,542	0,200	0,34
Kronenvolumen	IV	1.000	91,830	0,201	0,32
Kronenmantelfläche	IV	2.050	90,471	0,200	0,34
BHD und Höhe	IV / II	1.750/330	88,282	0,197	0,35

Tabelle 6-4. Die Parameter und Abstandsfunktionen für die positionsunabhängigen Instanzen des knn-Modells für Buche (w = optimale Abstandsfunktion, g = optimiertes partielles Gewicht). Die rechten Spalten beziehen sich auf den KS-Test auf Normalverteilung der Residuen.

Ist eine Vielzahl an Instanzen gegeben, so ist es sinnvoll, vor Anwendung der knn-Methode diese zu vergleichen und gegebenenfalls zu reduzieren. Ein dafür geeignetes Verfahren ist die Hauptkomponentenanalyse.

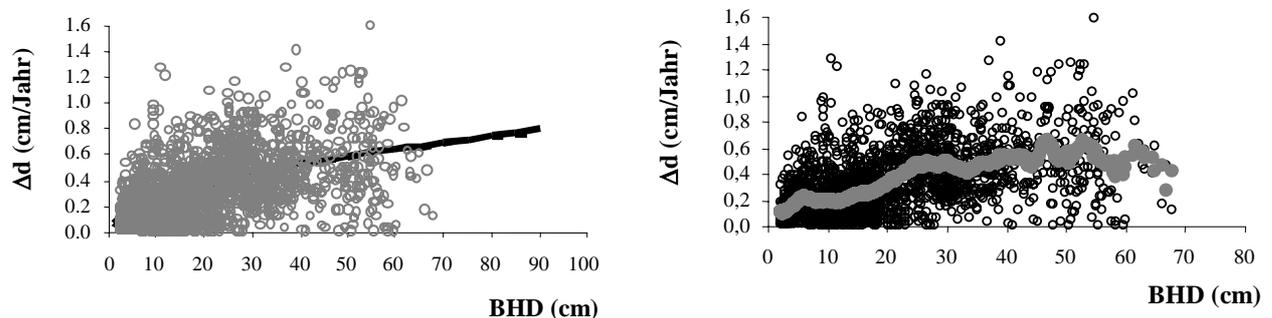


Abbildung 6-9. Der geschätzte Zuwachs von Buchen im Vergleich mit den beobachteten Zuwächsen (Kreise) in Abhängigkeit vom BHD. Links: parametrisches, rechts nicht-parametrisches Modell.

Im Vergleich mit den parametrischen Modellen zur Zuwachsschätzung konnte Hesenmöller (2002) mit Hilfe der knn Methode den Schätzfehler etwa um die Hälfte senken. Allerdings ist dieses Ergebnis kein Indiz für die generelle Überlegenheit der nicht-parametrischen Methoden. Die Allgemeingültigkeit der Prognosen wird durch den Umfang und die Repräsentanz der Beobachtungswerte bestimmt. Die empirischen Beobachtungen sind letztendlich entscheidend für die Schätzgenauigkeit, weniger der Modelltyp.

Aktualisierung gespeicherter Inventurdaten: Ein Beispiel aus Spanien

Ein wichtiger Anwendungsbereich von Wachstumsmodellen ist die periodische Aktualisierung von gespeicherten Inventurdaten. Zu diesem Zweck entwickelten

Schröder et al. (2002) ein altersunabhängiges Grundflächenzuwachsmo-
dell für *Pinus pinaster*.

Beispiel: Im Bestand "As Neves" in Nordwest-Spanien wurde eine 0,05 ha große Probefläche eingemessen. Auf der Fläche befinden sich insgesamt 77 Bäume. Die Mittelhöhe der 5 stärksten Bäume beträgt 8,8 m. Die mit Hilfe von drei zufälligen Proben ermittelte mittlere Bodentiefe (ESD) beträgt 40,83 cm. In der nachstehenden Kluppliste sind die Brusthöhendurchmesser (cm) der 77 Bäume aufgeführt.

9.0	11.0	11.8	12.5	13.3	14.0	14.8	15.5
9.5	11.0	11.8	12.5	13.3	14.0	14.8	16.0
10.0	11.0	12.0	12.5	13.5	14.0	14.8	16.0
10.0	11.0	12.0	12.5	13.5	14.3	15.0	16.0
10.3	11.0	12.3	12.8	13.5	14.3	15.0	16.5
10.3	11.3	12.3	12.8	13.8	14.3	15.0	17.5
10.3	11.8	12.3	13.0	13.8	14.5	15.3	18.0
10.5	11.8	12.3	13.0	14.0	14.5	15.3	
10.5	11.8	12.3	13.0	14.0	14.5	15.3	
10.8	11.8	12.5	13.0	14.0	14.8	15.5	

Ziel des folgenden Rechenbeispiels ist es, den in der Tabelle fett markierten Brusthöhendurchmesser von Baum j ($d_j = 16,5$ cm) für die nächsten 5 Jahre fortzuschreiben. Um die gegenwärtige Konkurrenzsituation von Baum j quantifizieren zu können, müssen für die Probefläche zunächst die Bestandesvariablen berechnet werden; diese betragen:

$$\begin{aligned} \text{Grundfläche (G)} &= 21,3 \text{ m}^2 / \text{ha} \\ \text{Stammzahl (N)} &= 1540 \text{ Bäume pro ha} \\ \text{Relativer Baumabstand (RS)} &= (10000/1540)^{0,5} / 8,8 = 0,29 \end{aligned}$$

In einem zweiten Schritt wird der BAL -Index von Baum j hergeleitet. Bezogen auf die 0,05 ha große Probefläche ergibt sich ein Wert von $BAL_{j, \text{plot}} = \frac{\pi}{4} \cdot (0,175^2 + 0,180^2) = 0,049 \text{ m}^2$

Auf einen Hektar bezogen erhält man entsprechend: $BAL_j = 0,049/0,05 = 0,98 \text{ m}^2$.

Mit diesem Zwischenergebnis kann der $BALMOD$ berechnet werden:

$$BALMOD_j = \frac{(1-p_j)}{RS} = \frac{BAL_j/G}{RS} = \frac{0,98/21,3}{0,29} = 0,16$$

Der gegenwärtige Konkurrenzdruck, dem der Baum j ausgesetzt ist, ist relativ gering. Von Interesse ist aber nicht nur die Kenntnis der *gegenwärtigen Konkurrenz*, sondern auch die Erfassung der *historischen Vitalität*. Letztere kann mit Hilfe des sog. *crown spread ratio (csr)*, der das Verhältnis von Kronenbreite zu Baumhöhe angibt, quantifiziert. Die Höhe von Baum j beträgt $h_j = 8,3$ m. Der mittlere Kronenradius wurde mit Hilfe eines Kronenspiegels ermittelt und beträgt $kr_j = 1,3$ m. Damit berechnet sich csr_j wie folgt:

$$csr_j = \sqrt{cw_j \cdot h_j^{-0,5}} = \sqrt{2,6 \cdot 8,3^{-0,5}} = 0,95$$

Die bestandesgeschichtliche Konkurrenz von j ist als durchschnittlich zu beurteilen. Alle Informationen sind nun verfügbar, um den Durchmesser von j fortzuschreiben. Der geschätzte jährliche Grundflächenzuwachs wird nach Schröder (2001) wie folgt berechnet:

$$\begin{aligned} \ln(\Delta g_j) &= + 0,6266 && \text{Intercept} \\ &+ 0,6088 \ln(16,5) && \text{Durchmesser } (d_j) \\ &- 0,00027 \cdot 16,5^2 && \text{quadrierter Durchmesser } (d_j^2) \\ &+ 0,8776 \cdot 0,95 && \text{bestandesgeschichtliche Vitalität } (csr_j) \\ &- 0,2041 \cdot 0,16 && \text{gegenwärtige Konkurrenz } (BALMOD_j) \\ &+ 0,0030 \cdot 40,83 && \text{standörtliche Produktivität } (ESD) \end{aligned}$$

$$= 3,183 \text{ cm}^2$$

Der fünfjährige, entlogarithmierte Grundflächenzuwachs beträgt somit:
 $\Delta g_{j,5} = 5 \cdot e^{3,183} = 120,595 \text{ cm}^2$

Nach 5 Jahren beträgt die geschätzte Grundfläche von j daher: $g_{j+5} = \frac{\pi}{4} \cdot 16,5^2 + 120,595 = 334,42 \text{ cm}^2$

Der geschätzte Durchmesser von Baum j ist folglich: $d_{j+5} = \sqrt{\frac{4}{\pi} \cdot 334,42} = 20,6 \text{ cm}$

Positionsabhängige Einzelbaummodelle

Der Vorteil der positionsunabhängigen Repräsentativbaummodelle besteht darin, dass eine Kluppliste in der Regel genügt, um die Entwicklung der Bäume im zu schätzen. Der Nachteil besteht in der unzureichenden Information über die unmittelbare Konkurrenzsituation der einzelnen Bäume. Die positionsabhängigen Einzelbaum-Modelle zeichnen sich dadurch aus, dass die Lagekoordinaten und mindestens die Durchmesser der Bäume bekannt sind (Abb. 6-10).

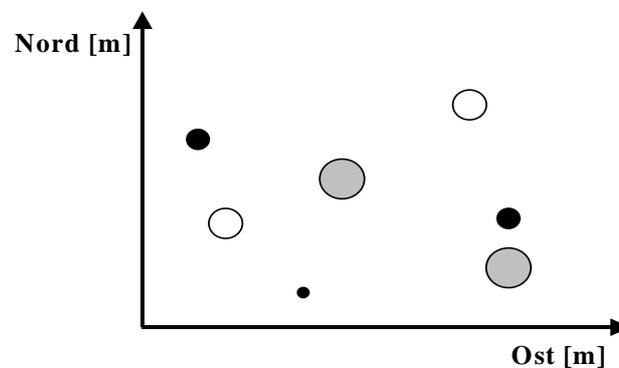


Abbildung 6-10. Bei den positionsabhängigen Einzelbaummodellen sind die Lagekoordinaten der Bäume bekannt. Aus den Baumpositionen lassen sich die Konkurrenzverhältnisse in der unmittelbaren Nachbarschaft eines Baumes ableiten.

Die Lagekoordinaten der Bäume können unter bestimmten Bedingungen automatisch aus Luftbildinformationen erzeugt werden (Dralle, 1997). Eine zweite Möglichkeit besteht darin, die Baumpositionen simulativ zu erzeugen (Pretzsch, 1995; Lewandowski u. Gadow, 1997).

Simulative Reproduktion von Baumpositionen

Das Ziel der simulativen Reproduktion von Waldbeständen besteht darin, forstliche Eingriffe besser zu beschreiben und Wachstumsmodelle einzusetzen, die bekannte Baumpositionen nutzen können. Dabei kommt es natürlich darauf an, dass der künstlich erzeugte und der reale Wald einander möglichst ähnlich sind. Zunächst stellt sich die Frage, ob und in welcher Form die bekannten Nachbarschaftsverteilungen des Realbestandes verwendet werden sollen, um einen "ähnlichen" Bestand zu erzeugen. Dazu muss geklärt werden, welche Eigenschaften des Originalbestandes in der "Kopie" erhalten bleiben sollen und welche Merkmale bei der Reproduktion möglicherweise verloren gehen.

Eine Reproduktion in Hinsicht auf die Verteilung der Baumpositionen des simulierten Waldes soll als perfekt bezeichnet werden, wenn zu jedem Baum des O-

originalbestandes ein Baum im simulierten Bestand existiert, der *exakt* die gleichen Abstände zu seinen drei nächsten Nachbarn besitzt wie der betrachtete Baum des zu reproduzierenden Bestandes. Des weiteren soll für die Bestandesreproduktion die empirische Verteilung der Durchmischungskonstellationen bekannt sein. Die Durchmischungskonstellationen eines einzelnen Baumes ist nach Földner u. Gadow (1994) durch den relativen Anteil der drei Nachbarn gegeben, die einer anderen Art angehören. Erhält man beispielsweise die Information, dass die Mischkonstellation eines Baumes $1/3$ beträgt, so kann gefolgert werden, dass *einer* der drei Nachbarn einer anderen Art angehört, *zwei* der Nachbarn derselben Art. Eine Reproduktion bezüglich der Durchmischung wird als perfekt bezeichnet, wenn im simulierten Bestand die Werte der Mischkonstellationen mit den exakt gleichen Häufigkeiten auftreten wie im Originalbestand. Ähnlich verhält es sich mit der Variablen *Dimensionsdifferenzierung*. Sie nimmt für einen Baum den extremen Wert Null an, wenn dieser Baum und seine drei nächsten Nachbarn den gleichen BHD aufweisen. Im Hinblick auf die Dimensionsdifferenzierung ist die Bestandesreproduktion optimal, wenn alle Werte des Originalbestandes auch im simulierten Bestand auftreten. Schließlich wird noch die gemeinsame Verteilung von BHD und Baumart verwendet.

Die Vorgehensweise der Reproduktion lässt sich nun folgendermaßen zusammenfassen: Die einzelnen Bäume des Originalbestandes, beschrieben durch Baumart und BHD, sollen auf der Bestandesfläche mit bekannten Grenzlinien so verteilt werden, dass die empirischen Verteilungen der Dimensionsdifferenzierungen und der Durchmischungskonstellationen mit den entsprechenden Verteilungen des Originalbestandes übereinstimmen. Ausgehend von einer nahezu beliebigen Positionierung der Bäume auf der Bestandesfläche wird durch systematisches Verschieben und Vertauschen der Bäume eine Angleichung im Hinblick auf die relevanten Variablen an den Originalbestand erreicht. Dieser Optimierungsansatz wird in getrennten, voneinander unabhängigen Phasen umgesetzt. Es hat sich gezeigt, dass der beschriebene Algorithmus unter Berücksichtigung der Strukturvariablen *Durchmischung* und *Differenzierung* durchaus befriedigende Ergebnisse erbringt.

Eine methodische Alternative bietet der Strukturgenerator STRUGEN (Pretzsch, 1993), der ebenfalls das Ziel verfolgt, Bestandesstrukturen zu reproduzieren und dessen Vorzug darin besteht, dass räumliche Strukturen aufgrund bereits vorliegender einfacher Bestandesbeschreibungen erzeugt werden können.⁹

⁹ Ein stochastischer Punktprozeß hat zwar den Vorzug, dass dazu eine Theorie existiert (vgl. Tomppo, 1986; Penttinen et al., 1994; Degenhardt, 1995), aber für die praktische Anwendung scheint dieser Ansatz bisher noch nicht geeignet zu sein. Die meisten Arbeiten befassen sich letztendlich nur mit der räumlichen Verteilung der Bäume. Die *markierten* Punktprozesse bieten zwar die Möglichkeit, einer Position ein Attribut zuzuordnen, jedoch ist eine Bedingung für die erfolgreiche Reproduktion von Waldbeständen, dass einer Position gleichzeitig mehrere Attribute zugewiesen werden können.

neu und für andere Bestandestypen geschätzt. Gl. 6-28 zeigt, am Beispiel des Höhenzuwachses, die Grundstruktur von MOSES, die identisch ist mit der in Abb. 6-11 dargestellten Modellstruktur:

$$\Delta h = \Delta h_{pot} \cdot CR^\alpha \cdot (1 - e^{\frac{-\beta}{CI}}) \quad 6-28$$

mit $\alpha = 0.0845$ und $\beta = 6.158$ für Buche bzw. $\alpha = 0.241$ und $\beta = -3.953$ für Fichte

Das Durchmesserzuwachstmodell weist die gleiche Struktur auf.

Die nachstehende Prozedur CR_CI ¹⁰ berechnet die Bekronungsgrade und Konkurrenzindizes für alle Bäume in einem Bestand mit bekannten Baumpositionen.

```

Procedure CR_CI
const
maxN = 1000;
var
Nr,BA : array [1..maxN] of byte;
BHD,H,KAH,X,Y, ih_pot,id_pot,kd_pot,
CR,CI,ih,id,delta_KAH : array [1..maxN] of single;
devicel : text;
Flaechel,s, Zuwachsdat : string;
j,Stammzahl : integer;
Wuchsperiode, OH_Bon_Bu,OH_Bon_Fi : byte;
Alter_Bu,Alter_Fi : integer;

Procedure CR_CI;
{berechnet crown ratio (CR) und competition index (CI) fuer jeden Baum}
var
ca,S_j,S_k,CI_sum,dist, overlap, help1,help2,help3,help4, help5,help6,help7,help8,
winkel1,winkel2, CI_jk : real; k : byte;
begin
for j:=1 to Stammzahl do {aeussere Schleife}
begin
CR[j]:= (H[j]-KAH[j])/H[j]; {crown ratio}
{für Berechnung des CI sind die Kronenfläche (CA), die Überlapp-}
{ungsfläche pot. Kronen (O) und Baumgroessenparameter (S) nötig}
ca:=PI*sqr(kd_pot[j]/2);
S_j:=h[j]*kd_pot[j];
CI_sum:=0; {Zurücksetzen der CI-Summe für nächsten Baum j}
for k:=1 to Stammzahl do {innere Schleife für overlap}
begin
if j<>k then
begin {Entfernung der Konkurrenten}
dist:=sqrt(sqr(X[j]-X[k])+sqr(Y[j]-Y[k]));
{Abfrage, ob Überlappung vorliegt}
if dist<(kd_pot[j]/2+kd_pot[k]/2) then
begin {wenn eine Krone völlig überlappt wird}
if dist<=abs(kd_pot[j]/2-kd_pot[k]/2) then
begin
if kd_pot[j]>=kd_pot[k] then
overlap:=PI*sqr(kd_pot[k]/2)
else overlap:=PI*sqr(kd_pot[j]/2);
end
else begin {begin of else, d.h. dist>abs( )}
{Formeln aus Mathebuch}
help3:=(sqr(dist)+sqr(kd_pot[j]/2)-sqr(kd_pot[k]/2))
/(2*dist*(kd_pot[j]/2));
help4:=(sqr(dist)+sqr(kd_pot[j]/2)-sqr(kd_pot[k]/2))
/(4*sqr(dist)*sqr(kd_pot[j]/2));
help5:=sqrt((4*sqr(dist)*sqr(kd_pot[j]/2))
-sqr(sqr(dist)+sqr(kd_pot[j]/2)-sqr(kd_pot[k]/2)));
{Umrechnung arccos in arctan, Bronstein, S.185}
winkel1:=PI/2-arctan(help3/sqrt(1-sqr(help3)));
help1:=winkel1-help4*help5;

```

¹⁰ Aus einem Programm von M. Albert (1997).

```

help6:=(sqr(dist)+sqr(kd_pot[k]/2)-sqr(kd_pot[j]/2))
        /(2*dist*(kd_pot[k]/2));
help7:=(sqr(dist)+sqr(kd_pot[k]/2)-sqr(kd_pot[j]/2))
        /(4*sqr(dist)*sqr(kd_pot[k]/2));
help8:=sqrt((4*sqr(dist)*sqr(kd_pot[k]/2))
            -sqr(sqr(dist)+sqr(kd_pot[k]/2)-sqr(kd_pot[j]/2)));
winkel2:=PI/2-arctan(help6/sqrt(1-sqr(help6)));
help2:=winkel2-help7*help8;
overlap:=sqr(kd_pot[j]/2)*help1+sqr(kd_pot[k]/2)*help2;
end; {end of else, d.h. dist>abs( )}
S_k:=h[k]*kd_pot[k];
CI_jk:=(overlap/ca)*(S_j/S_k);
CI_sum:=CI_sum+CI_jk;
end;
end;
end; {Ende der inneren Schleife}
CI[j]:=CI_sum; {Konkurrenzindex für Baum j}
end; {Ende der äusseren Schleife}
end;

```

Eine Ergebnistabelle mit den Ausgangs- und Enddaten, prognostiziert mit dem Modell MOSES, ist beispielhaft für einen Bestandesausschnitt mit 15 Bäumen in Tab. 6-5 aufgeführt. Weitere Einzelheiten über das Modell MOSES können den bereits genannten Veröffentlichungen sowie einer übersichtlichen Darstellung von Albert (1997) entnommen werden.

Ausgangsdaten							nach 5 Jahren		
NR	BA	BH	H	KAH	X	Y	BHD	H	KAH
1	2	12.1	14.2	4.7	12.50	2.10	16.83	17.81	
2	2	12.8	14.2	6.5	9.40	3.10	15.61	17.34	
3	2	5.7	9.2	4.6	5.20	3.30	8.43	12.59	
4	2	9.8	14.2	7.6	6.20	3.70	10.58	16.10	
5	2	12.4	14.2	8.2	2.90	4.20	13.51	16.40	
6	5	12.8	12.5	8.4	12.40	4.30	13.93	14.25	
7	2	6.3	10.0	3.5	5.90	4.70	7.50	12.47	
8	2	8.8	12.7	6.5	5.40	4.80	9.37	14.39	
9	2	5.5	9.9	6.2	5.10	5.00	6.51	12.14	
10	2	4.4	8.2	5.9	14.00	5.50	10.63	12.18	
11	2	6.2	11.1	8.3	4.90	5.60	6.82	12.85	
12	5	19.7	15.6	9.2	8.30	5.80	19.97	16.48	
13	5	19.4	14.7	7.3	10.60	5.80	20.49	16.33	
14	2	9.3	16.1	8.0	13.10	5.80	11.04	18.65	
15	2	9.7	14.0	5.4	6.00	6.10	10.01	15.27	

Tabelle 6-5. Ausgangs- und Enddaten für einen Bestandesausschnitt mit 15 Bäumen, nach einer Prognose mit dem Modell MOSES.

Das Modell SILVA

Dass das Wachstum eines Baumes durch die seitliche Einengung der Krone und durch die Übershirmung und Beschattung, also durch die spezielle räumliche Konstellation der Nachbarbäume beeinflusst wird, ist allgemein bekannt. Diese Faktoren können in einem dreidimensionalen räumlichen Ansatz, einem sog. *Matrixzellen-Verfahren*, berücksichtigt werden (Pretzsch, 1992, S. 129 ff.; Abb. 6-12). Auf der Basis der bekannten Stammfußkoordinaten, der Kronenradien, der Höhen und

Kronenansatzhöhen sowie der Kronenformen wird die räumliche Ausdehnung der Bäume in Kartesische Koordinaten umgesetzt und in einer dreidimensionalen Raummatrix lokalisiert. Nach dem Trefferprinzip wird für alle Zellenmittelpunkte der Raummatrix bestimmt, von welchen Bäumen sie getroffen werden.

Die Ergebnisse der Trefferabfrage werden in einer Raummatrix gespeichert, die ein modellhaftes, gerastertes Abbild der tatsächlichen Bestandesstruktur mit Informationen über die Kronenausdehnungen und die Präsenz der Bäume in unterschiedlichen Höhenbereichen enthält. Nach Pretzsch (1992, S. 199) kann der Höhenzuwachs einer Buche durch die Gl. 6-29 geschätzt werden.

$$\Delta h = \Delta h_{pot} \cdot CR^{0.088} \cdot Konk \quad 6-29$$

mit Δh_{pot} = potentieller Höhenzuwachs
 CR = Bekronungsgrad
 Konk = Index, der die Beschattung und seitliche Kroneneinengung beschreibt.

Abb. 6-12 zeigt den Einfluss von seitlicher Kroneneinengung e und Beschattung wFi auf den Konkurrenzindex (Konk) einer Buche mit einem Bekronungsgrad von 0.5. Aus der Darstellung geht hervor, dass die Buche durch die Beschattung, stärker jedoch durch die seitliche Einengung behindert wird.

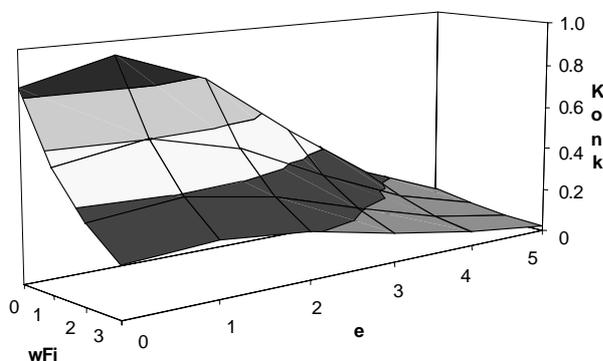


Abbildung 6-12. Konkurrenzindex einer Buche mit Bekronungsgrad von 0.5, bei unterschiedlichen Werten für die Beschattung und seitliche Kroneneinengung.

Die Beschreibung der Konkurrenzsituation in der unmittelbaren Nachbarschaft eines Baumes wurde durch die von Biber (1996) entwickelten Fisheye-Simulationen in Fichten-Buchen-Beständen erweitert. Bei bekannten Baumpositionen, Kronenlängen und -breiten kann ein hemisphärisches Fisheye-Foto der Umgebung erzeugt werden. Der auf den Bezugsbaum ausgeübte Konkurrenzdruck ergibt sich aus den Bedeckungsanteilen im diskretisierten hemisphärischen Foto (s. a. Courbaud, 1995). Wegen der nur selten verfügbaren räumlichen Daten sind die Einzelbaummodelle bisher nur in Einzelfällen für die Waldentwicklungsprognosen der Forstplanung geeignet. Dennoch hat die Weiterentwicklung dieser Ansätze große Bedeutung, da

sich letztendlich das Baumwachstum unter komplexen Bedingungen - wie sie z. B. in ungleichaltrigen Mischbeständen vorherrschen - nur auf der Basis von Einzelbaummodellen nachbilden lässt.

Kleinflächenmodelle

Waldökosysteme mit großflächiger Ausdehnung bauen sich mosaikartig aus kleineren Teilflächen auf. Durch die Analyse der Teilflächen gelangt man zum Verständnis des Ganzen. Modelle der Entwicklung von Kleinflächen (engl. *gaps*; franz. *chablis*) finden sich u.a. in den Arbeiten von Botkin et al. (1972), Shugart (1984), Kienast u. Kuhn (1989) und Botkin (1993). Dabei geht es u. a. um das Verständnis natürlicher Abläufe in Urwäldern (Falinski, 1988), die eine gewisse theoretische Basis im sog. *Mosaik-Zyklus-Konzept* finden (Schmidt, 1989; Remmert, 1991). Abb. 6-13 zeigt schematisch die natürliche Entwicklungsdynamik einer Kleinfläche in australischen Eucalyptus-Mischbeständen nach Shugart (1984, S. 105). Der Kleinflächenzyklus ist durch vier typische Phasen gekennzeichnet: Dominanz eines Altbaumes auf der Kleinfläche (a), Naturverjüngungsphase nach Ausfall des Altbaumes (b), Wachstum und Differenzierung infolge Konkurrenz (c) und Altersphase (d).

Die Größe der Kleinflächen wird unterschiedlich definiert. Die Bäume A und B in der Abb. 6-13 (rechts) sind umgefallen und haben C, D und E beschädigt (vgl. Van der Meer, 1995). Nach Brokaw (1982) ist die äussere Abgrenzung einer Kleinfläche durch eine Öffnung im Kronendach definiert, deren Außenrand durch die noch lebenden Kronen bestimmt ist; es handelt sich also nur um den zerstörten Kernbereich. Nach Riéra (1982) ist eine Kleinfläche der Bereich der Kronendachöffnung, in dem Verjüngung noch möglich ist.

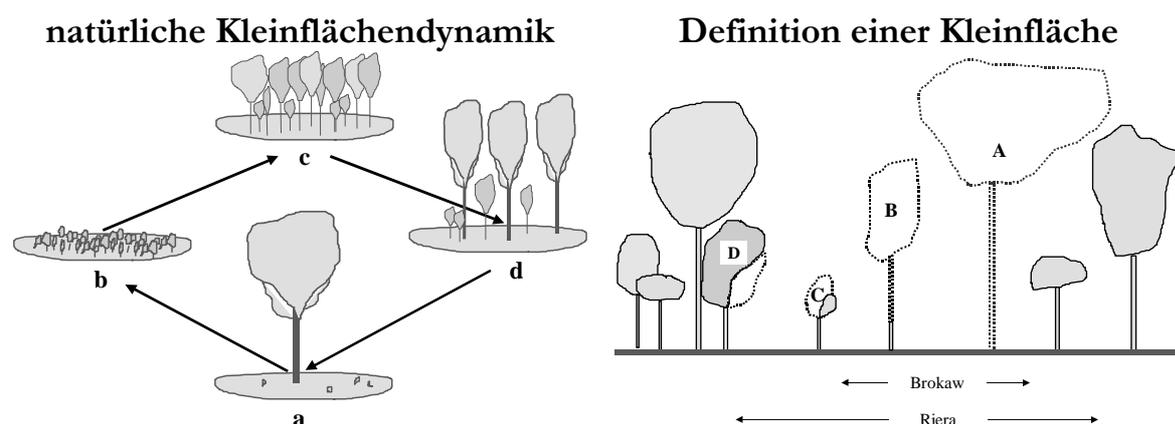


Abbildung 6-13. Links: Schematische Darstellung der natürlichen Entwicklungsdynamik einer Kleinfläche in australischen Eucalyptus-Mischbeständen nach Shugart (1984, S. 105). Rechts: Profildiagramm einer imaginären Kleinfläche mit unterschiedlichen Kleinflächen-Definitionen

Abb. 6-14 zeigt die schematische Aufsicht einer imaginären Kleinfläche mit zentraler Kleinflächenzone (begrenzt durch 20m hohe Vegetation), äußerer Kleinflächen-

zone (begrenzt durch die Stammfußpunkte der dominanten Bäume) und angrenzender Waldzone. Bei vegetations- und standortkundlichen Aufnahmen erfasste Van der Meer (1995, S. 84) die Vegetationsart und -dichte über den Stichprobenpunkten innerhalb der imaginären vertikalen Zylinder mit 25cm Radius in Höhenstufen von je 1 m.

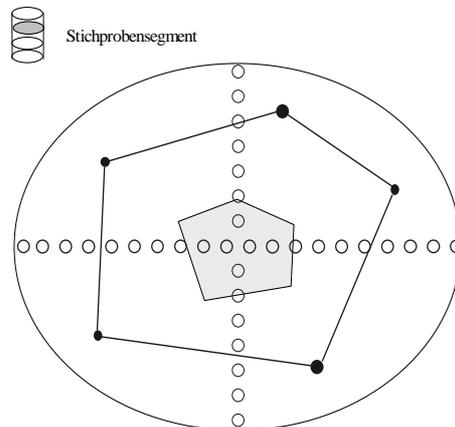


Abbildung 6-14. Verfahren der Vegetationserfassung auf einer Kleinfläche.

Ausgehend von der Neubesiedelung eines mitteleuropäischen Waldstandortes unterscheidet Thomasius das Kraut- und Gräserstadium, und die darauf folgenden Stadien Pionierwald, Übergangswald und Schlusswald. Durch Zerstörung des Schlusswaldes, des Übergangswaldes oder des Pionierwaldes wiederholt sich der langfristige Zyklus (Abb. 6-15).

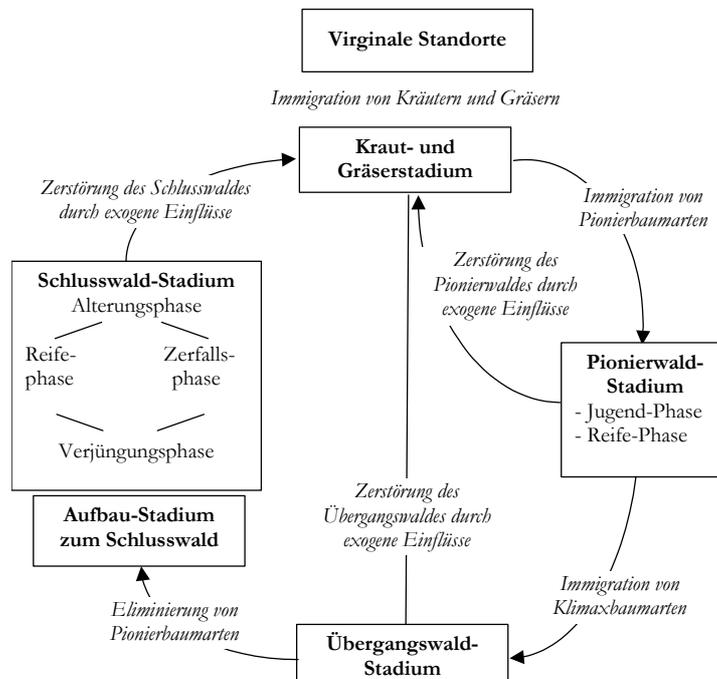


Abbildung 6-15. Natürliche Waldentwicklung nach Thomasius (Jahr???)



Tafel 6-3: Buchenbestand in Ostholstein

Innerhalb des Schlusswaldstadiums läuft ein eigenständiger kürzerer Unterzyklus mit Reife, Alterung, Zerfall und Verjüngung ab. Für Buchenwälder unterscheiden Jenssen u. Hofmann (1997) in diesem Zyklus die Stadien Jungwuchs und Dickung (Dauer ca. 20 Jahre), Stangenholz (Dauer ca. 40 Jahre), Baum-Hallenstadium (Dauer ca. 90 Jahre), Altbaum-Hallenstadium (Dauer 80 bis 120 Jahre) und Desintegrations- und Formierungsstadium (Dauer 40 bis 60 Jahre).

Weitere Überlegungen zur Wald-Sukzession in Mitteleuropa finden sich in den Arbeiten von Otto (1995), Kenk u. Weise (1998) und Perpet (1999).

Verjüngung

Die Modellierung der Verjüngung durchläuft charakteristische Phasen von der Blüte bis zum Sämling und schließlich zum *Jungwuchs*, aus dem sich der *Einwuchs* in die praxisübliche Kluppschwelle rekrutiert (vgl. Vanclay, 1994, S. 193). Die Blütenbildung, Bestäubung, Fruktifizierung, Keimung und räumliche Verteilung der Ansamung sind wichtige Elemente der Kleinflächendynamik. Diese Prozesse versucht man mit Hilfe empirischer Verteilungen der Samenproduktion, der Windrichtungen, der Wetterbedingungen und auf der Basis der bekannten oder unterstellten Bedingungen, die auf dem Waldboden herrschen, nachzubilden. Liu u. Hytteborn (1991) konnten für einen Fichten-Urwald nachweisen, dass Birken vorwiegend kleine Erderhebungen und Vertiefungen kolonisieren. Die Fichte verjüngt sich dagegen vorwiegend entlang alter vermodernder Baumstämme, während Kiefern sämlinge zufällig auf der Fläche verteilt sind.

Modelltyp	Prozeßelemente
<i>Ansamungsmodelle</i>	Blütenbildung, Bestäubung, Fruktifizierung, Aussaat u. Verteilung, Keimung
<i>Verjüngungsmodelle</i>	Sämling bis Brusthöhe
<i>Einwuchsmodelle</i>	Brusthöhe bis Kluppschwelle, z.B. 10cm BHD

Die natürliche Vegetationsentwicklung auf Schlag- und Windwurfflächen ist Gegenstand ähnlicher Untersuchungen. In einer 1 ha großen Schlagfläche auf einem Luzulo-Fagetum-Standort haben Gregor u. Seidling (1997) z.B. die Vegetationsentwicklung über einen Zeitraum von 50 Jahren beobachtet (Abb. 6-16).

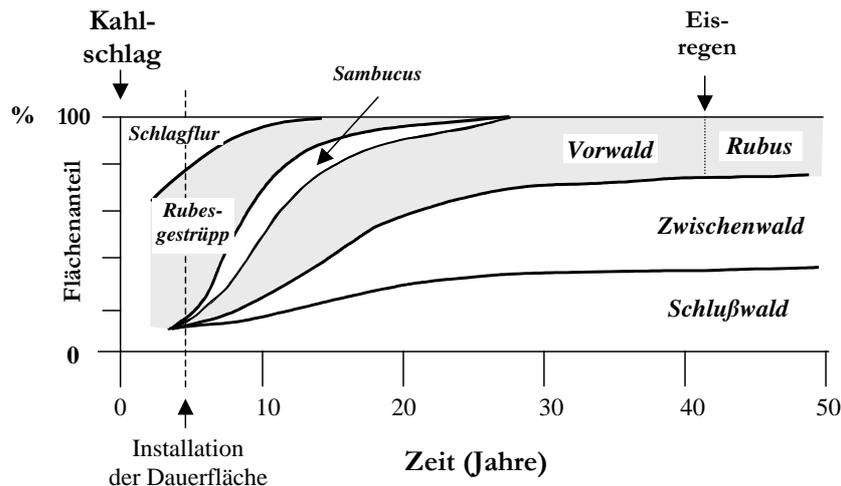


Abbildung 6-16. Vegetationsentwicklung einer Schlagfläche auf einem Luzulo-Fagetum-Standort.

In den ersten beiden Jahren dominierte die krautige Schlagflurvegetation, bis zum 10. Jahr das Rubus-Gestrüpp, vom 10. bis zum 15. Jahr das Sambucus-frangula-Gebüsch, danach mit etwa gleichen Anteilen die Vor-, Zwischen- und Schlusswaldstufen mit etwa gleichen Anteilen mosaikartige nebeneinander.

Mit der Modellierung des Wachstums der natürlichen Verjüngung bei unterschiedlichen Strahlungsbedingungen haben sich u.a. Moeur (1993) sowie Golser u. Hasenauer (1997) befasst. Das Höhenwachstum der Verjüngung wird beeinflusst durch direkte und indirekte Sonneneinstrahlung unter Berücksichtigung unterschiedlicher Konkurrenzindizes, die die potentiellen Einfluss- bzw. Überschattungs-zonen in der Verjüngungslücke beschreiben. Die zusätzliche Einstrahlung vom Waldrand wird berücksichtigt, wenn der Abstand zum Bestandesrand höchstens zweimal die Oberhöhe beträgt. In diesem Fall wird der Einstrahlungswinkel α durch die Bestandeshöhe und den Abstand zum Rand bestimmt. Der $\tan(\alpha)$ als Maß für die zusätzlich verfügbare diffuse Strahlung, wird für alle Himmelsrichtungen außer Nord berechnet (Abb. 6-17).

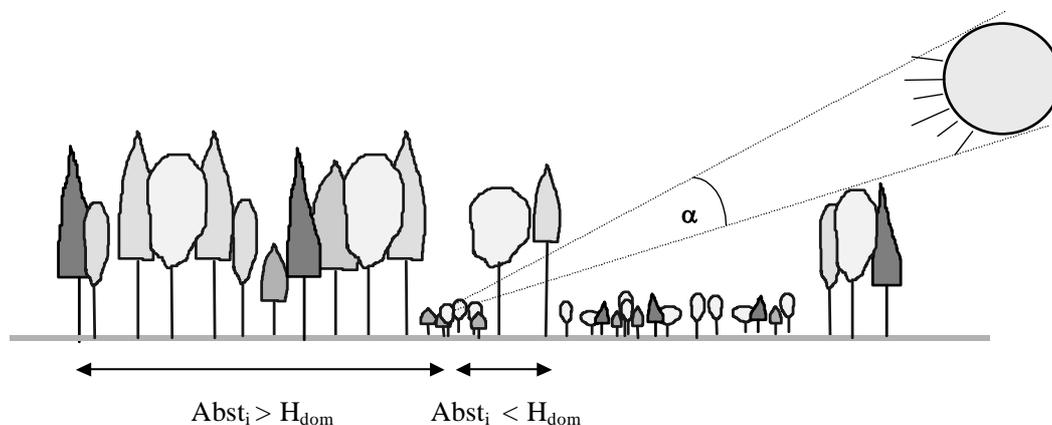


Abbildung 6-17. Modellierung der für die Verjüngung verfügbaren Strahlung nach Golser u. Hasenauer (1997).

Mortalität

Das Verständnis und die darauf aufbauenden Methoden der natürlichen Absterbevorgänge der Waldbäume gehört zu den schwierigsten Aufgaben der waldwachstumskundlichen Modellforschung.

Daten über die Fallrichtungen bilden eine wichtige Grundlage für die Modellierung der Kleinflächendynamik. Abb. 6-18 zeigt die Fallrichtungen von 35 Bäumen in einem Wald in Französisch Guyana nach Van der Meer (1995, S. 64). Die mittlere Vektor der Fallrichtung weist nach NNW. Auf Grund einer Analyse mit Hilfe eines Raleigh Zufälligkeitstests stellte sich heraus, dass die Fallrichtung in diesem speziellen Beispiel nicht signifikant von der zufälligen Richtung abwich. Liu u. Hyttern (1991) fanden dagegen für einen Fichten-Urwald, dass 62% der abgestorbenen Altbäume (*gap makers*) in Richtung SW, S und SO gefallen waren.

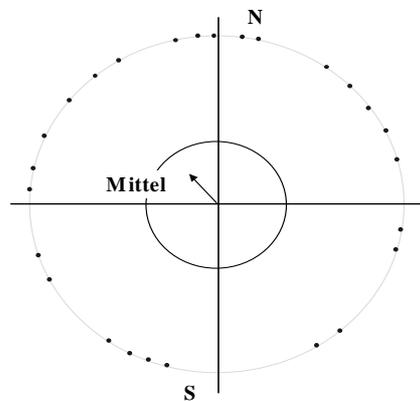


Abbildung 6-18. Fallrichtungen von 35 Bäumen in einem Wald in Französisch Guyana.

Räumliche Darstellung

Die speziellen Ausgangszustände für die Simulation einer Kleinflächendynamik können hypothetisch oder real sein. Ein Beispiel für eine reale Ausgangssituation ist das von Namikawa u. Kawai (1998) erfasste räumliche Mosaik auf einer 50 x 200m Fläche in einem Laub/Nadelbaum-Mischwald auf Hokkaido in Japan (Abb. 6-19).

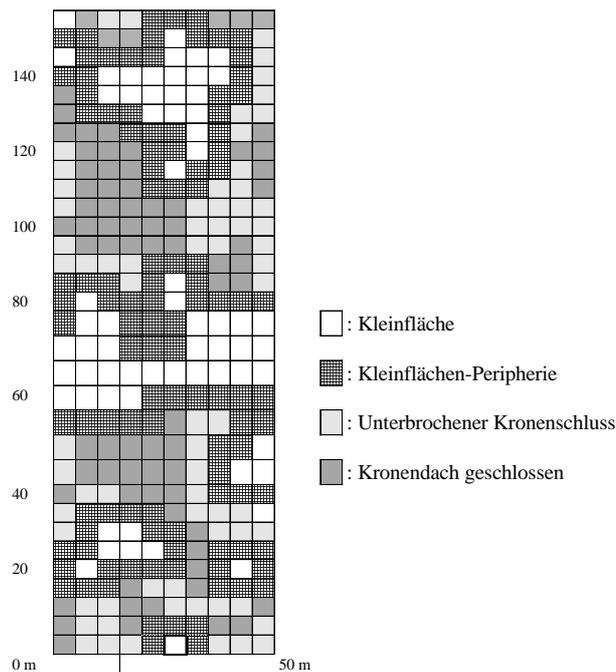


Abbildung 6-19. Räumliches Mosaik unterschiedlicher Entwicklungsstadien in einem Laub/Nadelbaum Mischwald auf Hokkaido in Japan (Ausschnitt aus der Darstellung von Namikawa u. Kawai, 1998).

Die meisten Kleinflächenmodelle simulieren die Dynamik eines Bestandes als einen Vektor voneinander unabhängiger Kleinflächen. Jeder Kleinfläche wird ein Ausgangszustand zugeordnet. Dabei wird die Stammzahl und die räumliche Verteilung der Baumkoordinaten, Baumarten, Brusthöhendurchmesser, Baumhöhen, Kronenansatzhöhen usw. festgelegt. Auf der Basis entsprechender Erfahrungen und Annahmen und mit Hilfe geeigneter Software kann die Entwicklung beliebiger Ausgangszustände simuliert werden.

Literatur

- Aguirre, O., Hui, G. Y., Gadow, K. v. u. Jimenez, J., 2003: Comparative Analysis of Natural Forest Sites in Durango, Mexico. *Forest Ecology and Management* (im Druck).
- Aguirre, O., Kramer, H. u. Jiménez, J., 1998: Strukturuntersuchungen in einem Kiefern-Durchforstungsversuch Nordmexikos. *AFJZ* 169 (12): 213-219.
- Akça, A., Gadow, K. v., Mench, A., Mann, P., Pahl, A. u. Setje-Eilers, U., 1994: Überprüfung des Formquotienten q_7 (d_7/BHD) in der Bundeswaldinventur für die Hauptbaumarten Buche, Eiche, Fichte und Kiefer im landeseigenen Wald Nordrhein-Westfalens. Project report: 23 S.
- Albert, M., 1998: Analyse der eingriffsbedingten Strukturveränderung und Durchforstungsmodellierung in Mischbeständen. Diss., Fak. f. Forstw. u. Waldökologie., Univ. Göttingen: 178 S.
- Albert, M., 1997: Positionsabhängige Einzelbaummodellierung am Beispiel des Simulationsansatzes von Hasenauer. Unveröffentlichtes Manuskript, Institut für Forsteinrichtung u. Ertragskunde, Universität Göttingen: 6 S.
- Albert, M., 1994: Erhebung von Strukturinformationen in einem Buchen-Edellaubholz Mischbestand. Diplomarbeit am Institut für Forsteinrichtung und Ertragskunde, Universität Göttingen. 109 p.
- Alder, D., 1980: Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento. *Estudios FAO. Montes* 22/2. Roma.
- Alisov, B. P., Drosdow, O. A. u. Rubinstein, E. S., 1956: Lehrbuch der Klimatologie. VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften.
- Altherr, E., 1963: Untersuchungen über Schaftform, Berindung und Sortimentsanfall bei der Weißtanne. *AFJZ* 134 (5/6): 140-151.
- Altherr, E., 1971: Wege zur Buchen-Starkholzproduktion. Bericht zur 15. Hauptversammlung des Baden-Württembergischen Forstvereins: 123-127.
- Alvarez, J.-G., 1997: Analisis y caracterizacion de las distribuciones diametros de Pinus Pinaster Ait en Galicia. Diss. Univ. Santiago de Compostela.
- Amateis R. L., Burkhart H. E. u. Burk T. E., 1986. A ratio approach to predicting merchantable yields of unthinned loblolly pine plantations. *For. Sci.* 32: 187-296.
- Assmann, E., 1961: Waldetragskunde. Bayrischer Landwirtschaftsverlag, München.
- Assmann, E., 1953: Zur Bonitierung süddeutscher Fichtenbestände. *AFZ* 10: 61-64.
- Assmann, E. u. Franz, F., 1963: Vorläufige Fichtenertragstafel für Bayern. Institut für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München. 2. Auflage 1972. 50 S.
- Atkins, P. W., 1987: Physikalische Chemie. Verlag VCH, Weinheim.
- Avery, T.E., Burkhart, H.E., 1994. *Forest measurements*, 4th Edition, McGraw-Hill.
- Badoux, E., 1939: De l'influence de divers modes et degrés d'éclaircie dans les Hetraies pures. *Mitt. Schweiz. Anst. f. d. forstl. Vers. Wesen* 21: 59-146.
- Bailey R. L., 1980: Individual tree growth derived from diameter distribution models. *For. Sci.* 26: 626– 632.
- Bailey, R. L. u. Dell, T. R., 1973: Quantifying diameter distributions with the Weibull function. *For. Sci.* 19: 97-104.
- Baker, J. B. u. Broadfoot, W. M., 1977: A practical field method for site evaluation for eight important Southern hardwoods. USDA For. Serv., Southern Forest Experiment Station, New Orleans, LA, Gen. Tech. Rep. SO-14.
- Bauhus, J. u. Bartsch, N., 1996: Fine-root growth in beech (*Fagus sylvatica*) forest gaps. *Can. J. For. Res.* 26: 2153-2159.
- Baur, F., 1877: Die Fichte in Bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form. Berlin, 103 S..
- Baur, F. v., 1881: Über Durchforstungen und Durchforstungsversuche in Ganhofer: Das Forstliche Versuchswesen Bd. II, Augsburg.
- Becker, G. u. Seeling, U., 1998: Holzqualität der Fichte. *AFZ* 53. Jg. Nr. 8: S. 434 - 435.
- Bella, I. E., 1971: A New Competition Model for Individual Trees. *For. Sci.* 17 (3): 364-372.

- Bergel, D., 1985: Douglasien-Ertragstafel für Nordwestdeutschland. Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt, Göttingen. 72 S.
- Bertalanffy, L. v., 1948: Quantitative laws in metabolism and growth. *Quart. Rev. Biol.* 32: 217-230.
- Biber, P., 1996: Konstruktion eines einzelbaumorientierten Wachstumssimulators für Fichten-Buchen-Mischbestände im Solling. Diss. Forstw. Fak. d. Ludwig-Maximilians-Universität München: 239 S.
- Biederbick, K.-H., 1992: Die direkte Sonnenstrahlung als Standortfaktor. *FA* 63: 131-136.
- Biging, G. S. u. Dobbertin, M., 1992: A comparison of Distance-Dependent Competition Measures for Height and Basal Area Growth of Individual Conifer Trees. *For. Sci.* 38 (3): 695-720.
- Biging, G. S. u. Dobbertin, M., 1995: Evaluation of competition indices in Individual Tree Growth Models. *For. Sci.* 41 (2): 360-337.
- Biging, G. S. u. Gill, S. J., 1997: Stochastic models for conifer tree crown profiles. *For. Sci.* 43(1): 25-33.
- Bolte, A. et al., 2002: Beziehungen zwischen Bestandes- und Wurzelstruktur von Rein- und Mischbeständen aus Buche (*Fagus sylvatica* L.) und Fichte (*Picea abies* (L.) Karst.). Tagungsbericht der Sektionstagung Waldbau, 2002.
- Bonnemann, A., 1939: Der gleichaltrige Mischbestand von Kiefer und Buche. *Mitt. a. Forstwirt. u. Forstwiss.* (5): 439-483.
- Bonnemann, A., 1956: Eichen-Buchen-Mischbestände. *AFJZ* 127: 118-126.
- Bossel, H., 1992: Das Modell FORMIX.
- Bossel, H., 1994a: Modellbildung und Simulation. Konzepte, Verfahren und Modelle zum Verhalten dynamischer Systeme. Vieweg Verlag, Braunschweig/Wiesbaden. 402 S.
- Bossel, H., 1994b: TREEDYN3 Forest Simulation Model. Mathematical model, program documentation and simulation results. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe B, Bd. 35. Göttingen. 118 S.
- Botkin, D. B., 1993: *Forest Dynamics. An ecological model.* Oxford University Press, New York. 309 S.
- Botkin, D. R., Janak, J.F. u. Wallis, J.R., 1972: Some ecological consequences of a computer model of forest growth. *The Journal of Ecology* 60: 849-872.
- Brink, C. u. Gadow, K. v., 1986. On the use of growth and decay functions for modelling stem profiles. *EDV in Medizin und Biologie* 17(1/2): 20-27.
- Brokaw, N.V.L., 1982: The definition of treefall gap and its effect on measures of forest dynamics. *Biotropica* 14 (2): 158-160.
- Brown, G. S., 1965: Point density in stems per acre. *Forestry Research Notes* No. 38, New Zealand, 1965. 11 S.
- Bruchwald, A., Dudzinska, M. u. Wirowski, M., 1998: Model wzrostu dla liściastych gatunków drzew lesnych. Model wzrostu buka. Typescript in Forest Research Institute in Warsaw.
- Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 1990: Bundeswaldinventur. Inventurbericht und Übersichtstabellen für das Bundesgebiet nach dem Gebietsstand vor dem 3.10.1990 einschließlich Berlin (West). Gitschel-Werbung, Hamburg.
- Burger, H., 1939a: Kronenaufbau gleichaltriger Nadelholzbestände. *Mitt. Schweiz. Anst. f. d. forstl. Vers. Wesen* 21: 5-58.
- Burger, H., 1939b: Baumkrone und Zuwachs in zwei hiebsreifen Fichtenbeständen. *Mitt. Schweiz. Anst. f. d. forstl. Vers. Wesen* 21: 147-176.
- Burkhart, H. E., 1987: Data collection and modelling approaches for forest growth and yield prediction. In: *Predicting Forest Growth and Yield - Current Issues, Future Prospects.* Inst. of Forest Resources. Univ. of Washington. Contribution Nr. 58: 3-16.
- Büttner, V. u. Leuschner, C., 1994: Spatial and temporal patterns of fine root abundance in a mixed oak beech forest. *For. Ecol. Manag.* 70: 11-21.
- Cajander, A. K., 1909: Über Waldtypen. *Acta For. Fenn.* 1 (1):1-175. Helsingfors.
- Cajander, A. K., 1926: The theory of forest types. *Acta For. Fenn.* 29 (3): 1-108.

- Cao, Q.V., Burkhart, H.E. u. Lemin, Jr., 1982: Diameter distributions and yields of thinned loblolly pine plantations. VPI & SU, Sch. For. & Wildl. Resour. Publ FWS-1-82 62p.
- Carbonnier, C., 1971: Yield of beech in Southern Sweden. *Studia Forestalia Suecica* Nr. 91. Royal College of Forestry, Stockholm, 89 S.
- Carlyle, J. C., 1986: Nitrogen cycling in forested ecosystems. *For. Abstracts* 47: 307-336.
- Carmean, W. H., 1973: Forest Soils Bibliography for the North Central Region. USDA For. Serv. Tech. Rep. NC-5.
- Černý, M., Parez, J. u. Malik, Z., 1996: Rustové a taxační tabulky hlavních dřevin. Ministerstva zemědělství.
- Chen, S.-J. u. Hwang, C.-L., 1992: Fuzzy multiple attribute decision making - methods and applications. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Vol. 375. Springer Verlag.
- Chikumbo, O., Mareels, I. M. Y. u. Turner, B. J., 1992: Integrating the Weibull into a dynamic model to predict future diameter distributions. In: Wood G.B. u. Turner, B.J., 1992: Integrating forest information over space and time. *Proc. IUFRO Conf.*, Australian National Univ., Canberra: 94-102.
- Chroust, L., 1968: Das Temperaturregime in verschieden durchforsteten Eichen-Stangenhölzern. *AFJZ* 139: 163-173.
- Chung, D.-J., 1996: Konkurrenzverhältnisse und Struktur natürlicher *Pinus densiflora* - *Quercus variabilis* - Mischwälder in Korea. Diss. Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Universität Göttingen.
- Clark, P. J. u. Evans, F. C., 1954: Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35, 445-453.
- Clutter, J. L., 1980: Development of taper functions from variable-top merchantable volume equations. *For. Sci.* 26(1): 117-120.
- Clutter, J. L. u. Jones, E. P., 1980: Prediction of Growth after Thinning in Old-Field Slash Pine Plantations. USDA For. Serv. Res. Paper 217 S.
- Clutter, J. L., Fortson, J.C., Pienaar, L.V., Brister, G.H. u. Bailey, R.L., 1983: Timber management - a quantitative approach. John Wiley: 333 p.
- Colin, F. u. Houllier, F., 1991: Branchiness of Norway spruce in north-eastern France: modelling vertical trends in maximum nodal branch size. *Annales des Sciences Forestières* 48: S. 679 - 693.
- Colin, F. u. Houllier, F., 1992: Branchiness of Norway spruce in north-eastern France: predicting the main crown characteristics from usual tree measurements. *Annales des Sciences Forestières* 49: S. 511 - 538.
- Corral Rivas, J.J., Álvarez González, J. G., Ruíz González, A. D. u. Gadow, K. v., 2003: Compatible height and site index models for five pine species in El Salto, Durango (Mexico). Im Druck.
- Courbaud, B., 1995: Modélisation de la croissance en forêt irrégulière, - perspectives pour les pessières irrégulières de montagne. *Rev. For. Fr.* XLVII No. sp.: 173.
- Coutts, M. P., 1983: Root architecture and tree stability. *Plant and Soil* 56; 171-188.
- Cowley, J. M., 1975: *Diffraction Physics*. North Holland.
- Craib, I.J., 1939: Thinning, Pruning and management studies on the main exotic conifers grown in South Africa. Govt. Printer, Pretoria.
- Daniels, R. F., 1976: Simple Competition Indices and Their Correlation with Annual Loblolly Pine Tree Growth. *Forest Science* 22(4): 454-456.
- Degenhardt, A., 1995: Analyse der Entwicklung von Bestandesstrukturen mit Hilfe des Modells der zufälligen Punktprozesse in der Ebene. *Tagungsbericht, Dt. Verb. Forstl. Forschungsanstalten - Sektion Biometrie u. Informatik*, 8.-10.9.93 in Freising: 93-105.
- Demaerschalk, J. P., 1973: Integrated systems for the estimation of tree taper and volume. *Can. J. For. Res.* 3 (1): 90-94.
- Dengler, A., 1982: *Waldbau auf ökologischer Grundlage*. Bearbeitet von E. Röhrig und H. A. Gussone. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 275 S.

- Dhôte, J. F., 1996: A model of even-aged beech stands productivity with process-based interpretations. *Ann. Sc. For.* 53, 1-20.
- Dittmar, O., Knapp, E. u. Lembcke, G., 1986: DDR-Buchenertragstafel 1983. IFE-Berichte.
- Döbbeler, H. u. Spellmann, H., 2002: Methodological approach to simulate and evaluate silvicultural treatments under climate change. *FwCbl.* 121, Supplement 1, 52-69.
- Dralle, K., 1997: Locating trees by digital image processing of aerial photos. *Dina Research Report No. 58*: 116 p.
- Drexhage, M., 1994: Die Wurzelentwicklung 40 jähriger Fichten (*Picea abies* [L.]) in der Langen Bramke (Harz). *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Band 111*, Göttingen.
- Eberhard, J., 1902: Tafeln zur Bonitierung und Ertragsbestimmung nach Mittelhöhen [Höhen-Ertragskurven] für Tanne, Fichte, Forche, Buche und Eiche. Selbstverl. d. Ver.
- Eichhorn, F., 1904: Beziehungen zwischen Bestandeshöhe und Bestandesmasse. *AFJZ* 80: 45-49.
- Eichhorn, J., 1992: Wurzeluntersuchungen an sturmgeworfenen Bäumen in Hessen. *Forst und Holz* 47(18); 555-559.
- Ek, A. R. u. Monserud, R. A., 1974: Trials with program Forest: Growth and reproduction simulation for mixed species even- or uneven-aged forest stands. In: Fries, J. (ed.): *Growth models for tree and stand simulation*, Royal Collge of Forestry, Research Notes, Nr. 30: 56-73.
- Ekö, P.M. u. Ågestam, E., 1994: A comparison of naturally regenerated and planted Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) on fertile sites in southern Sweden. *For u. Landsc. Res.* 1:III-126.
- Ellenberg, H., 1982: Ökosystemforschung. Ergebnisse des Sollingprojekts: 1966-1986. Verlag Ulmer. Stuttgart. 507 S.
- Ellenberg, H., 1996: *Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen in ökologischer Sicht.* 6. Auflage. Ulmer, Stuttgart.
- Ellenberg, H., Weber, H. E., Düll, R., Wirth, V., Werner, W. u. Paulissen, D., 1991: Zeigerwerte von Pflanzen Mitteleuropas. *Scripta Geobotanica XVIII.* Goltze, Göttingen.
- Evers, F. H. u. Moosmayer, H.-U., 1980: Zusammenhänge zwischen Standortseinheiten, Nährstoffverhältnissen des Bodens und Wachstum von Fichtenbeständen im regionalen Vergleich. *FwCbl* 99: 137-146.
- Faber, R. J., 1987: The Japanese Larch in the Netherlands - a new growth prediction. *Ned. Bosbouw-tijdschrift* 59 (1/2): 13-27.
- Fähser, L., 1998: Naturnahe Waldnutzung – das Beispiel Lübeck. *Handbuch Kommunale Politik Raabe*: S. 1-17.
- Falinski, J. B., 1988: Succession, regeneration and fluctuation in the Bialowieza Forest. *Vegetatio* 77: 115-128.
- FAO, 1997: *State of the World's Forests.* Rom.
- FAO, 2001: *Global Forest Resources Assessment – Main Report*, Rom.
- Fehrmann, L., Kuhr, M. u. Gadow, K. v., 2003: Zur Analyse der Grobwurzelsysteme großer Waldbäume an Fichte [*Picea abies* (L.) Karst.] und Buche [*Fagus sylvatica*]. *Forstarchiv* 74 (3): 96-102.
- Fiedler, H. J., Nebe, W. u. Hoffmann, F., 1973: *Forstliche Pflanzenernährung und Düngung.* Verlag G. Fischer, Jena.
- Figueiredo-Filho, A., Borders, B.E. u. Hitch, K.L., 1996. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. *Forest Ecology and Management* 83: 39-46.
- Flury, Ph., 1929: Über den Aufbau des Plenterwaldes. *Mitteilungen der schweizerischen Centralanstalt für das Versuchswesen*, Band 15: 305-357.
- Fogel, R., 1983: Root turnover and productivity of coniferous forests. *Plant and soil* 71: 75-85.
- Forslund, R. R., 1982: A geometrical tree volume model based on the location of center of gravity of the bole. *Can. J. For. Res.* 12: 215-221.
- Forss, E., 1994: Das Wachstum der Baumart *Acacia mangium* in Südkalimantan, Indonesien. *Magister Diss., Forstw. Fak., Univ. Göttingen*, 87 S.

- Forss, E., Gadow, K. v. u. Saborowski, J., 1996: Growth models for unthinned *Acacia mangium* plantations in South Kalimantan, Indonesia. *J. of Trop. For. Sci.* 8 (4): 449-462.
- Franz F., Bachler J., Deckelmann B., Kennel E., Kennel R., Schmidt A. u. Wotschikowski U., 1973: Bayrische Waldinventur 1970/71 - Aufnahme und Auswertungsverfahren. Forstl. Forschungsanstalt München. Forschungsbericht Nr. 11.
- Franz, F., 1972: Ertragskundliche Prognosemodelle. *FwCbl* 91: 65-80.
- Frauendorfer, 1959: Fichtenertragstafel. In: Marschall, J., 1975: *Hilfstafeln für die Forsteinrichtung*. Österr. Forstverein, 2. Aufl., Wien.
- Freist, H., 1962: Untersuchungen über den Lichtungszuwachs der Rotbuche und seine Ausnutzung im Forstbetrieb. *Forstwiss. Forschungen* Nr. 17. Paul Parey, Berlin.
- Fritz, H. W., 1999: Feinwurzel- Verteilung, -Vitalität, -Produktion und -Umsatz von Fichten (*Picea abies*[L.] Karst.) auf unterschiedlich versauerten Standorten (ein Beitrag zur ökosystemorientierten Waldschadensforschung). *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Band 165*, Göttingen.
- Früh, T., 1992: C-Bilanz auf der Basis der Pipe-Modell-Theorie, Produktionsmodell. *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme (Göttingen)*, Band 31: 355-367.
- Fujimori, T. u. Kiyono, Y., 1986: Dynamics of crown structure and effects of crown control on tree growth in *Cryptomeria japonica*. In Fujimori, T. u. Whitehead (eds). *Crown and canopy structure in relation to productivity*. Published by the Forestry and Forest Products Institute, Ibaraki, Japan, pp. 243-262. ISBN 4-9900058-1-3.
- Füldner, K. u. Gadow, K. v., 1994: How to Define a Thinning in a Mixed Deciduous Beech Forest. *Proc. IUFRO Conference in Lousa, Portugal: Mixed stands - research plots, measurements and results, models, 1994*: 31-42.
- Füldner, K., 1995: *Strukturbeschreibung von Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern*. Diss., Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Universität Göttingen. Cuvillier Verlag, 146 S.
- Gadow, K. v., 1992: Ein Wachstums- und Ertragsmodell für die Fortschreibung von Bestandesparametern. In: Preuhsler, T., Röhle, H., Utschig, H. u. Bachmann, M. (Hrsg.): *Festschrift zum 65. Geburtstag von Prof. Franz*; Lehrstuhl f. Waldwachstumskunde, Universität München: 75-83.
- Gadow, K. v., 1996: Modelling growth in managed forests - realism and limits of lumping. *The Science of the Total Environment* 183: 167-177.
- Gadow, K. v. u. Hui, G. Y., 1998: *Modelling forest development*. Kluwer Academic Publishers: 213 p.
- Gadow, K. v. u. Heydecke, H., 2000: Wachstum und Durchforstung in einem Buchenmischbestand. *Forst und Holz* 56 (3): 86-88.
- Gadow, K. v. u. Hui, G. Y., 1993: Stammzahlentwicklung und potentielle Bestandesdichte bei *Cunninghamia lanceolata*. *Cbl. ges. Forstw.* 110 (2): 41-48.
- Gadow, K. v. u. Schmidt, M., 1998: Periodische Inventuren und Eingriffsinventuren. *Forst und Holz*, 22, 667-671.
- Gadow, K. v. u. Stüber, V., 1994: Die Inventuren der Forsteinrichtung. *Forst und Holz* 49 (5): 129-131.
- Gadow, K. v. u. Postoli, A., 1998: *Waldwachstum: Modelle der Waldentwicklung*. Skript aus dem Institut für Forsteinrichtung und Ertragskunde. Georg-August-Universität Göttingen, 201 S.
- Gadow, K. v., 1984: The relationship between diameter and diameter increment in *Pinus patula*. *Proceedings of the IUFRO Conference "Site and Productivity of Fast-growing Plantations"*, held at Pretoria 1984, Vol. 2: 741-751.
- Gadow, K. v., 1987: Untersuchungen zur Konstruktion von Wuchsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. *Forstl. Forschungsberichte, Universität München* Nr. 77: 147 S.
- Gadow, K. v., Heydecke, H. u. Riemer, Th., 1996: Zur Beschreibung der Schaftprofile stehender Waldbäume. *Festschrift A. Akça, Inst. f. Forsteinrichtung u. Ertragskunde, Universität Göttingen*: 31-44.

- Gadow, K. v., Hui, G.Y. u. Albert, M., 1998: Das Winkelmaß - ein Strukturparameter zur Beschreibung der Individualverteilung in Waldbeständen. *Cbl. ges. Forstw.* 115: 1- 10.
- Gaffrey, D., 1988: Forstamts- und bestandesindividuelles Sortimentierungsprogramm als Mittel zur Planung, Aushaltung und Simulation. Diplomarbeit, Fachbereich Forstwissenschaft, Universität Göttingen.
- Gaffrey, D., 1996: Sortenorientiertes Bestandeswachstums-Simulationsmodell auf der Basis intraspezifischen, konkurrenzbedingten Einzelbaumwachstums-insbesondere hinsichtlich des Durchmesser- am Beispiel der Douglasie. Diss. Forschungszentrum Waldökosysteme d. Uni. Göttingen: 413 p.
- García, O., 1988: Experience with an advanced growth modelling methodology. In: Ek, A.R., Shifley, S.R. u. Burke, T.E. (eds): *Forest growth modelling and prediction*. USDA For. Serv. Gen. Techn. Rep. NC-120: 668-675.
- García, O., 1994: The state space approach in growth modelling. *Can. J. For. Res.* 24: 1894-1903.
- Gates, D. M., 1980: *Biophysical ecology*. Springer Verlag, New York.
- Gatzojannis, S., 1999: Yield tables for beech stands in the forest A. Brontou Serres Prefecture, N. Greece (in Griechisch). *ΔΑΣΙΚΗ ΕΡΕΨΝΑ* 12: 91-104.
- Gehrhardt, E., 1930: Ertragstabeln für reine und gleichaltrige Hochwaldbestände von Eiche, Buche, Tanne, Fichte, Kiefer, grüner Douglasie und Lärche. 2. Aufl. Julius Springer Verlag. 73 S.
- Gehrke, J. T., Schlaghamersky, A. u. Sterzik, H. K., 1992: Tragfähigkeit und Befahrbarkeit von Waldböden. *FuH* 8: 205-207.
- Gehrmann, J., 1984: Einfluss von Bodenversauerung und Kalkung auf die Entwicklung von Buchenverjüngungen im Wald. Bericht des Forschungszentrums Waldökosysteme/Waldsterben 1.
- Gerold, D., 1990: Modellierung des Wachstums von Waldbeständen auf der Basis der Durchmesserstruktur. Dissertation, B. TU Dresden.
- Gerrard, D. J., 1969: Competition quotient - a new measure of the competition affecting individual forest trees. *Mich. State Univ. Agr. Exp. Stn. Res. Bull. No.* 20.
- Giurgiu, V., Decei, I. u. Armasescu, S., 1972: *Biometria arborilor ,si arboretelor din România : Tabele dendrometrice*. Ceres Verlag, 1154 S.
- Golser, M. u. Hasenauer, H., 1997: Predicting juvenile tree height growth in uneven-aged mixed species stands in Austria. *For. Ecol. And Mgmt* 97: 133-146.
- Göttsche, D., 1972: Verteilung von Feinwurzeln und Mykorrhizen im Bodenprofil eines Buchen- und Fichtenbestandes im Solling. *Mitt. Bundesforschungsanstalt f. Forst- u. Holzwirtschaft* 88: 102 S.
- Goulding, C. J., 1972: Simulation technique for a stochastic model of growth of Douglas-fir. Ph. D. thesis. Univ. of Brit. Col. Vancouver. 185 S.
- Grace, J. C. u. Pont, D., 1997: Modelling Branch Development in Radiata Pine. In: Amaro, A., Tomé, M. (ed.), *Empirical and process-based models for forest tree and stand growth simulation*, 21-27 September 1997, Oeiras, Portugal: S. 173-184.
- Grammel, R., 1989: *Forstbenutzung*. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin: 193 S.
- Gregar, T., 1992: *Flora und Vegetation des Schlitzerlandes*. Diss. TU Berlin. 462 S.
- Gregoire, T. G., Valentine, H. T. u. Furnival, G. M., 1986: Estimation of bole volume by importance sampling. *Can. J. For. Res.* 16: 554-557.
- Groll, M., 1996: Boden-, Bestandes- und Wurzelschäden beim Einsatz eines Harvestersystemes. *Forst und Holz*, 12: 409.
- Gruber, F., 1992: *Dynamik und Regeneration der Gehölze*. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Band 86, Göttingen.
- Grundner, F. u. Schwappach, A., 1942: *Massentabeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Waldbestände*. 9. Auflage, Berlin.
- Grundner, F., 1904: *Untersuchungen im Buchenhochwalde über Wachstumsgang und Massenertrag*. Berlin.

- Gualdi, V., 1974: Ricerche auxometriche sulle faggete del Gargano. *L'Italia Forestale e Montana*. 29:85-116.
- Gundersen, P., 1995: Impacts of nitrogen deposition - scientific background. UN ECE Convention on Long Range Transboundary Air Pollution. Annual Synoptic Report: 9-18.
- Gurjanov, M.; Sánchez Orois, S. u. Schröder, J. 2000: Grundflächenmodelle für gleichaltrige Fichtenreinbestände - Eine vergleichende Analyse. *Cbl. ges. Forstwes.* 117. Jahrgang (2000). Heft 3/4, S.187-198.
- Häckel, H., 1993: *Meteorologie*. Verlag Ulmer, Stuttgart. 402 S.
- Hafley, W. L. u. Schreuder, H. T., 1977: Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. *Canadian Journal of Forest Research* 7: 481-487.
- Hagglund, B., 1981: Evaluation of forest site productivity. Review article. *For. Abstr.* 42(11): 515-527.
- Hahn, J. T. u. Leary, R. A., 1979: Potential diameter growth functions. In: A generalized forest growth projection system applied to the lake states region. USDA For. Serv., Gen. Tech. Rep. NC-49: 22-26.
- Haith, D. A., Tubbs, L. J. u. Pickering, N. B., 1984: Simulation of pollution by erosion and soil nutrient loss. Pudoc. Centre for Agriculture Publishing and Documentation, Wageningen.
- Hakes, W., 1994: On the predictive power of numerical and Braun-Blanquet classification: an example from beechwoods. *Journal of Vegetation Science* 5: 153-160.
- Halaj, J. u. Petráš, R., 1998: *Rastové tabuľky hlavných drevín*. SAP – Slovak Academic Press, Bratislava.
- Hamilton, G. J. u. Christie, J. M., 1971: *Forest Management Tables (Metric)*. Her Majesty's stationary office.
- Hamilton, G. J. u. Christie, J. M., 1971: *Forest management tables (metrics)*. For. Comm. booklet n° 34. London: 32p.
- Hänninen, H., 1990: Modelling bud dormancy release in trees from cool and temperate regions. *Acta Forestalia Fennica*: 47 S.
- Hapla, F., 1986: Beeinflussen unterschiedliche Durchforstungsmaßnahmen die Holzeigenschaften der Douglasie? *Forstarchiv* 57. Jg. Nr. 3: S. 99-104.
- Hartig, R., 1868: *Die Rentabilität der Fichtennutzholz- und Buchenbrennholzwirtschaft im Harze und im Wesergebirge*. Stuttgart.
- Hartig, Th., 1847: *Vergleichende Untersuchungen über den Ertrag der Rotbuche*. Verlag Albert Förstner. Berlin.
- Hasenauer, H. u. Monserud, R. A., 1997: Biased predictions for tree height increment models developed from smoothed data. *Ecol. Modelling* 98: 13-22.
- Hasenauer, H., 1994: Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-, Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände. *Forstl. Schriftenreihe d. Universität f. Bodenkultur, Wien*, Bd. 8: 152 S.
- Hasenauer, H., Moser, M. u. Eckmüllner, O., 1994: *Programmbeschreibung. Distanzabhängiger Wachstumssimulator für Mischbestände, MOSES 2.0*. Inst. f. Waldwachstumsforschung, Universität f. Bodenkultur, Wien: 36 S.
- Hasenauer, H., Moser, M. u. Eckmüllner, O., 1995: MOSES - a computer simulation program for modelling stand response. In: Pinto da Costa, M.E. and T. Preuhler (eds.): *Mixed stands, research plots, and results, models*. Inst. Sup. De Agronomia, Univ. Tecnica de Lisboa, Portugal.
- Hauhs, M., Rost-Siebert, K., Kastner-Maresch, A. u. Lange, H., 1993: A New Model Relating Forest Growth to Input and Output Fluxes of Energy and Matter of the Corresponding Ecosystem (TRAGIC). Final Report of Project EV4V-0032-D(B), Faculty of Forestry, Univ. of Göttingen.
- Hegyí, F., 1974: A simulation model for managing jack-pine stands. 74-76p in *Growth models for tree and stand simulation*, Fries, J. (ed.). Royal Coll. of For., Stockholm.

- Heinrich, D. u. Hergt, M., 1990: dtv-Atlas zur Ökologie. Deutscher Taschenbuchverlag, München. 283 S.
- Henderson, G. S., Hammer, R. D. u. Grigal, D. F., 1990: Can measurable soil properties be integrated into a framework for characterizing forest productivity? In: Gessel, S. P., Lacate, D. S., Weetman, G. F. and Powers, R. F. (eds): Sustained productivity of forest soils. Proc. 7th North Am. Forest soils conf. Vancouver: 137-154.
- Hendriks, C. M. A. u. Bianchi, F. J. J. A., 1995: Root density and root biomass in pure and mixed forests of Douglas fir and beech. Netherlands Journal of agricultural Science 43, 3: 321-331.
- Hengst, E., 1959: Allgemeine Bemerkungen zur Weihmouthskiefer und ihrer Form. Archiv für Forstwesen 8: 781-811.
- Hertel, D., 1999: Das Feinwurzelsystem von Rein- und Mischbeständen der Rotbuche: Struktur, Dynamik und interspezifische Konkurrenz. Diss. Bot. 317: 190 S.
- Hertstein, U. u. Jäger, H. J., 1995: Wirkungen der sich ändernden Atmosphäre (CO₂, O₃, verstärkte UV-Strahlung) auf die Vegetation. In: Klimaänderungen und Naturschutz. Ange wandte Landschaftsökologie, Heft 4. Bundesamt für Naturschutz, Bonn - Bad Godesberg.
- Hessen, 1993: Richtlinien für die Bewirtschaftung des Staatswaldes (RIBES 93). Hrsg.: Ministerium für Landesentwicklung, Wohnen, Landwirtschaft, Forsten und Naturschutz. 19 S.
- Hessenmöller, D., 2001: Modelle zur Wachstums- und Durchforstungssimulation im Göttinger Kalkbuchenwald. Diss., Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Universität Göttingen. Logos Verlag, Berlin, 163 S.
- Hessische Forsteinrichtungsanstalt, 1985: Hessische Anweisung zu Forsteinrichtungsarbeiten (HAFEA). Staatsanzeiger für das Land Hessen Nr. 32.
- Holmes, M. J. u. Reed, D. D., 1991: Competition Indices for Mixed Species Northern Hardwoods. Forest Science 37(5): 1338-1349.
- Hubbell, S. P., 2001: The unified Neutral Theory of Biodiversity and Biogeography. Princeton University Press. Princeton u. Oxford: 375 S.
- Hui, G. H. u. Hu Y. B., 2001: Measuring species spatial segregation in mixed forest. Forest Research. 14(1):23-27.
- Hui, G. Y. u. Gadow, K. v., 1993a: Zur Entwicklung von Einheitshöhenkurven am Beispiel der Baumart *Cunninghamia lanceolata*. AFJZ 164: 218-220.
- Hui, G. Y. u. Gadow, K. v., 1993c: Zur Modellierung der Bestandesgrundflächenentwicklung - dargestellt am Beispiel der Baumart *Cunninghamia lanceolata*. AFJZ 164: 144-149.
- Hui, G. Y. u. Gadow, K. v., 1993b: Zur Modellierung des Oberhöhenwachstums bei *Cunninghamia lanceolata*. FA 64: 311-313.
- Hui, G. Y. u. Gadow, K. v., 1996: Ein neuer Ansatz zur Modellierung von Durchmesser verteilungen. Cbl. ges. Forstw. 113 (3/4): 101-113.
- Hui, G. Y. u. Gadow, K. v., 1997: Entwicklung und Erprobung eines Einheitsschaftmodells für die Baumart *Cunninghamia lanceolata*. FwCbl. 116: 315-321.
- Husch, B., Miller, C.I. u. Beers, T.W., 1982: Forest Mensuration. John Wiley & Sons.
- Hussein, K. A., Albert, M. u. Gadow, K. v., 2000: The crown window- a simple device for measuring tree crowns. FwCbl. 119: 43-50.
- Hussein, K. A., 2001: Parameter-parsimonious models for crown and stem profiles. Diss. Univ. of Göttingen: 118 p.
- Hutchison, A. u. Matt, D. R., 1977: The distribution of solar radiation within a deciduous forest. Ecol. Monogr. 47: 185-207.
- Hyink, D. M., 1979: A generalized method for the projection of diameter distributions applied to uneven-aged forest stands. Unpublished Ph. Diss., Purdue University. 161 S.
- Hyink, D. M., 1980: Diameter distributions approaches to growth and yield modelling. Proceedings of a Workshop on Forecasting stand dynamic. Lakehead University, Thunder Bay, Ontario, June 24-25.
- Hyink, D. M., u. Moser, J. W., 1983: A generalized framework for projecting forest yield and stand structure using diameter distributions. For. Sci. 29 (1): 85-95.

- Itô, H., Sumida, A., Isagi, Y. u. Kamo, K., 1997: The crown shape of an evergreen Oak, *Quercus glauca*, in a hardwood community. *J. For. Res.* 2, 85-88.
- Jack, W. H., 1967: Single tree sampling in even-aged plantations for survey and experimentation. IUFRO-Tagungsband, Sektion 25, München, S. 379-403.
- Jäde, K., 1995: Ein Algorithmus zur quantitativen Beschreibung der Kronenstruktur von Nadelbäumen. Diplomarbeit. Inst. f. Numerische u. Angewandte Mathematik (unter Mitwirkung d. Inst. f. Forsteinrichtung u. Ertragskunde) Universität Göttingen: 91 S.
- Jansen, J. J., Sevenster, J. u. Faber, P. J., 1996: Opbrengsttabellen voor belangrijke boomsoorten in Nederland. Hinkeloord Report Nr. 17, Landbouwniversiteit, Wageningen: 202 S.
- Jansen, M. u. Martin, G., 1995: Anwendung des Bestandessimulationsmodells TREEDYN3 auf die Fichten-Versuchsfläche Solling F1. Berichte d. Forschungszentrums Waldökosysteme d. Universität Göttingen, Reihe B, Bd. 45: 1-79.
- Jensen, M. u. Hofmann, G., 1997: Entwicklungszyklen des baltischen Buchenwaldes. *AFZ/Der Wald* 19: 1012-1018.
- Jenssen, M. u. Hofmann, G., 2002: Pflanzenartenvielfalt, Naturnähe und ökologischer Waldumbau. *AFZ/Der Wald* 8/2002: 402-405.
- Kahn, M., 1994: Modellierung der Höhenentwicklung ausgewählter Baumarten in Abhängigkeit vom Standort. Dissertation, Forstwissenschaftliche Fakultät, Universität München.
- Kahn, M., 1995: Quasikausale Modellierung des Standort-Leistungsbezuges als Voraussetzung zum Aufbau flexibler Mischbestands-Modelle. *FwCbl.* 114: 175-187.
- Kändler, G., 1986: Ermittlung von Bestandesparametern als Eingangsgrößen für Interzeptionsmodelle mit Hilfe aerophotogrametrischer Verfahren. *Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg* 127.
- Kassier, H. W., 1993: Dynamics of Diameter and Height Distributions in Commercial Timber Plantations, PhD dissertation, Faculty of Forestry, Univ. of Stellenbosch, South Africa.
- Keller, W., 1978: Einfacher ertragskundlicher Bonitätsschlüssel für Waldbestände in der Schweiz. *Mitt. d. Eidgen. Anst. f. d. Versuchswesen*, Bd. 54 (1): 1-98.
- Kellomäki, S., 1986: A model for the relationship between branch number and biomass in *Pinus sylvestris* crowns and the effect of crown shape and stand density on branch and stem biomass. *Scand. J. For. Res.* 1: 455-472.
- Kellomäki, S. u. Kurttio, O., 1991: A model for the structural development of a Scots pine crown based on modular growth. *Forest Ecology and Management* 43: 103-123.
- Kellomäki, S. u. Strandman, H., 1995: A model for the structural growth of young Scots pine crowns based on light interception by shoots. *Ecological Modelling* 80: 237-250.
- Kellomäki, S., Väisänen, H. u. Strandman, H., 1993: FINNFOR: A model for calculating the response of a boreal forest ecosystem to climate change. Univ. of Joensuu. Faculty of Forestry. *Research Notes* 6.
- Kenk, G. u. Weise, U., 1998: Zu: Beobachtungen zur Bestandesstruktur undurchforsteter Fichtenbestände. *AFZ/Der Wald* 53: 937-939.
- Kennel, R., 1972a: Die Buchendurchforstungsversuche in Bayern von 1870 bis 1970. *Forschungsberichte der forstl. Forschungsanstalt München* Nr. 7.
- Kennel, R., 1972b: Die Bestimmung des Ertragsniveaus bei der Buche. *Dt. Verb. Forstl. Forsch. Anst.* 48-50, Neustadt a. d. W.
- Kern, K. G., Moll, W. u. Braun, H. J., 1961: Wurzeluntersuchungen in Rein- und Mischbeständen des Hochschwarzwaldes (Vfl. Todtmoos 2/I-IV). *AFJZ*, 132: 241-260.
- Kienast, F. u. Kuhn, N., 1989: Simulating forest succession along ecological gradients in Southern Central Europe. *Vegetatio* 79: 7-20.
- Kimmins, J. P., 1987: *Forest Ecology*. Macmillan Publishing Company, New York.
- Kimmins, J. P., 1990: Modeling the sustainability of forest production and yield for a changing and uncertain future. *For. Chron.* 66: 271-280.
- Kiviste, A., Álvarez, J. G., Rojo, A., González, A. D., 2002: Funciones de crecimiento de aplicación en el ámbito forestal. *Comunicaciones I.N.I.A. Serie: Recursos Naturales*. No. 4.

- Klädtke, J., 1992: Konstruktion einer Z-Baum-Ertragstafel am Beispiel der Fichte. Dissertation, Forstliche Fakultät, Universität Freiburg.
- Klier, G., 1969: Beitrag zu den Baumabstandsmethoden in der Forstwirtschaft. Arch. Forstwes., Berlin 18 Jg. Heft 12, S. 1257-1264.
- Knoke, T. u. Plusczyk, N., 2001: On economic consequences of transformation of a spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) dominated stand from regular into irregular age structure. *Forest Ecology and Management* 151:163-179.
- Kolström, T., 1992: Dynamics of uneven-aged stands of Norway Spruce - a Model Approach. Dissertation. Univ. Joensuu. Finland.
- Konitzer, A., 2000: Waldumbaumassnahmen und ihre betriebswirtschaftlichen Auswirkungen – eine GIS-gestützte Untersuchung am Beispiel des Niedersächsischen Harzes. Diss., Univ. Göttingen.
- Koop, H., 1989: *Forest Dynamics*. Springer Verlag.
- Korol, M. u. Gadow, K. v., 2002: Zur quantitativen Beschreibung von Fichtenkronen im Gebiet der ukrainischen Karpaten. Unveröff. Manuskript, Inst. F. Waldinventur u. Waldwachstum, Univ. Göttingen.
- Korol, M. u. Gadow, K. v., 2003: Ein Einheitsschaftmodell für die Baumart Fichte. *FwCbl.* 122: 175-182.
- Korotaev, A., 1994: Untersuchungen der Wurzelsysteme von forstlich wichtigen Baumarten im Nordwesten Rußlands. Dissertation, Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Universität Göttingen.
- Köstler, J. N., 1956: Waldbauliche Beobachtungen an Wurzelstöcken sturmgeworfener Waldbäume. *FwCbl.* 75: 65-91.
- Köstler, J. N., Brückner, E., Bibelriether, H., 1968: *Die Wurzeln der Waldbäume*. Verlag Paul Parey, Hamburg.
- Kotar, M., 1993: Bestimmung des Verteilungsmusters von Bäumen im Wald. Manuskript: 15 S.
- Kouba, J., 1989: The theory of an estimate of the development of calamities and of management of the process of forest adjustment to normal forest. *Lesnictvi* 35 (10): 925-944.
- Kozak, A., 1988: A variable exponent taper equation. *Can. J. For. Res.* 18: 1363-1368.
- Kraft, G., 1884: *Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellungen und Lichtungshieben*. Hannover.
- Krajicek, J. E., Brinkman, K. A. u. Gingrich, S. F., 1961: Crown competition. A measure of density. *For. Sci.* 7: 35-42.
- Kramer, H., 1988: *Waldwachstumlehre*. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 374 S. ISBN 3-490-05616-7.
- Kramer, H. u. Akça, A., 1995: *Leitfaden zur Waldmesslehre*. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a.M. 266 S.
- Kramer, H., 1990: *Nutzungsplanung in der Forsteinrichtung*. 2. Auflage. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a.M. 158 S.
- Kramer, H., 1990: Zur Nutzungsplanung bei geänderter Waldstruktur. *Forst und Holz*, 45 (21): 621-623.
- Kramer, K., 1996: Phenology and growth of European trees in relation to climate change. PhD Diss. Landbouw-Universität Wageningen: 157 S.
- Kramer, P. J. u. Kozłowski, T. T., 1979: *Physiology of woody plants*. Academic press, New York: 811 p.
- Kranigk, J. u. Gravenhorst, G., 1993: Ein dreidimensionales Modell für Fichtenkronen. *AFJZ*, 164: 146-149.
- Kublin, E. u. Scharnagl, G., 1988: *Verfahrens- und Programmbeschreibung zum BWI-Unterprogramm BDAT*. Abschlußbericht, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, 7800 Freiburg i. Br.: 87 S.
- Kuhr, M., 1999: *Grobwurzelschichtarchitektur in Abhängigkeit von Baumart, Alter, Standort und sozialer Stellung*. Dissertation, Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Universität Göttingen.

- Kurth, H., Gerold, D. u. Ulbricht, R., 1994: Forsteinrichtung. Deutscher Landschaftsverlag Berlin GMBH: 233-322.
- Kurth, W., 1999: Die Simulation der Baumarchitektur mit Wachstumsgrammatiken. Habil., 327 pp. ISBN 3-932089-37-5.
- Kurth, W., 1994a: Morphological models of plant growth: Possibilities and ecological relevance. In: Ecological Modelling, International Journal on Ecological Modelling and Systems Ecology. Volumes 75/76:299-308. Verlag Elsevier.
- Kurth, W., 1994b: Growth Grammar Interpreter GROGRA 2.4: A software tool for the 3-dimensional interpretation of stochastic, sensitive growth grammars in the context of plant modelling. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe B, Bd. 38. 192 S.
- Kurth, W., 1998: Some new formalisms for modelling the interactions between plant architecture, competition and carbon allocation. Bayreuther Forum Ökologie Bd. 52: 53-98.
- Kutschera, L. u. Lichtenegger, E., 2002: Wurzelatlas mitteleuropäischer Waldbäume und Sträucher. Leopold Stocker Verlag, Graz – Stuttgart.
- Lähde, E., Laiho, O., Norokorpi, Y. u. Saska, T., 2002: Zuwachs von Fichte und Birke in gleich und ungleich strukturierten Beständen. Forst und Holz, 15/16, S. 483.
- Larson, P. R., 1963: Stem form development of forest trees. Forest Science Monograph 5.
- Lässig, R., 1991: Zum Wachstum von Fichtensolitären [*Picea abies* (L.) Karst.] in Südwestdeutschland. Dissertation, Univ. Freiburg.
- Last, F. T., Mason, P. A., Wilson, J. u. Deacon, J. W., 1983: Fine roots and sheathing mycorrhizas: their formation, function and dynamics. Plant and Soil 71: 9-21.
- Lee, Do-Hyung, 1998: Architektur der Wurzelsysteme von Fichten (*Picea abies* L.) auf unterschiedlich versauerten Standorten. Diss., Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Universität Göttingen.
- Lee, W. K. u. Gadow, K. v., 1997: Iterative Bestimmung der Konkurrenz bäume in *Pinus densiflora* - Beständen. AFJZ, 186 (3/4): 41-44.
- Lee, W. K., 1993: Wachstums- und Ertragsmodelle für *Pinus densiflora* in der Kangwon-Provinz, Korea. Diss., Forstwiss. Fachbereich, Univ. Göttingen, Cuvillier Verlag, 178 S.
- Lee, W. K., Seo, Jeong-Ho, Son, Young-Mo, Lee, Kyeong-Hak u. Gadow, K. v., 2003: Modelling stem profiles for *Pinus densiflora* in Korea. Forest Ecology and Management 172: 69-77.
- Leemans, K., 1992: The biological component of the simulation model for boreal forest dynamics. In: A systems analysis of the global boreal forest: 428-445.
- Leibundgut, H., 1978: Die Waldpflege. Paul Haupt, Bern und Stuttgart.
- LeMay, V., Kozak, A., Muhairwe, K. u. Kozak, R. A., 1993: Factors affecting the performance of Kozak's (1988) variable-exponent taper function. In: Wood u. Wiant, 1993: 34-53.
- Lembcke, G., Knapp, E. u. Dittmar, O., 1977: DDR-Kiefern-Ertragstafel 1975. Institut für Forstwissenschaft, Eberswalde, 30 S.
- Lemm, R., 1991: Ein dynamisches Forstbetriebs-Simulationsmodell. Dissertation, ETH Zürich: 235 S.
- Leslie, P. H., 1945: On the use of matrices in certain population mathematics. Biometrika 33: 183-212.
- Leuschner, C., 2002: Lebensraum Baumkrone - Schatzkiste der Biodiversität. Georgia Augusta, Wissenschaftsmagazin der Georg-August-Universität Göttingen; No. 1: 18-25.
- Levins, R., 1966: The strategy of model building in population biology. American Scientist 54: 421-431.
- Lewandowski, A. u. Gadow, K. v., 1997: Ein heuristischer Ansatz zur Reproduktion von Waldbeständen. AFJZ, 168.Jg., 9, 170-174.
- Lewandowski, A. u. Pommerening, A., 1997: Zur Beschreibung der Waldstruktur - Erwartete und beobachtete Artendurchmischung. FwCbl. 116, 129-139.
- Lindenmayer, A., 1975: Developmental algorithms for multicellular organisms: A survey of L-Systems. J. Theor. Biol. 54: 3-22.

- Liu, C., Zhang, L., Davis, C. J., Solomon, D. S. u. Gove, J. H., 2002: A Finite Mixture Model for Characterizing the Diameter Distributions of Mixed-Species Forest Stands. *Forest Science* 48 (4): 653-661.
- Liu, Q. u. Hytteborn, H., 1991: Gap structure, disturbance and regeneration in a primeval *Picea abies* forest. *J. Veg. Sci.* 2: 391-402.
- Lorimer, C. G., 1983: Test of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands, *For. Ecol. Manage.* 6:343-360.
- Lundegårdh, H., 1957: *Klima und Boden in ihrer Wirkung auf das Pflanzenleben*. Fischer Verlag, Jena, 598 S.
- Lüpke, B. v., 1992: Waldbau ohne Kahlschlag – Möglichkeiten und Risiken. *Forstarchiv* 63 (1): 10-15.
- Luxmore, R. J., Oren, R., Sheriff, D. W. u. Thomas, R. B., 1995: Source - sink - storage relationships of conifers. In: Smith, W.K. and Hinckley, T.M. (eds): *Resource physiology of conifers*. Academic Press: 179-216.
- Madrigal, A., Puertas, F. u. Martinez Millan, F. J., 1992: Tablas de producción para *Fagus sylvatica* en Navarra. Gobierno de Navarra. Dpto. de Agric. Ganadería y Montes. Serie Agraria n° 3, Pamplona: 133 S.
- Madrigal, A., Puertas, F. u. Martinez Millan, J., 1992: Tablas de producción para *Fagus sylvatica* L. en Navarra. Gobierno de Navarra, Dep. de Agricultura, Ganaderia y Montes.
- Maguire, D. A., Moeur, M. u. Bennett, W. S., 1994: Models for describing basal diameter and vertical distribution of primary branches in young Douglas-Fir. *Forest Ecology and Management* 63: S. 23 - 55.
- Maguire, D. A. u. Hann, D. W., 1989: The relationship between cross crown dimensions and sapwood area at crown base in Douglas-fir. *Can. J. For. Res.* 19(5), 557-565.
- Maier, C. A. u. Teskey, R. O., 1992: Internal and external control of net photosynthesis and stomatal conductance of mature eastern white pine (*Pinus strobus*). *Can. J. For. Res.* 22: 1387-1394.
- Maltamo, M., Puumalainen, J. u. Päivinen, R., 1995: Comparison of beta and Weibull functions for modelling the basal area diameter distribution in stands of *Pinus silvestris* and *Picea abies*. *Scand. J. For. Res.* 10: 284-295.
- Marques, P., 1991: Evaluating site quality of even-aged stands in northern Portugal using direct and indirect methods. *For. Ecol. & Management* 41: 193-204.
- Martin, G. L. u. A. R. Ek, 1984: A Comparison of Competition Measures and Growth Models for Predicting Plantation Red Pine Diameter and Height Growth. *For. Sci.* 30 (3): 731-743.
- Matèrn, B., 1986: *Spatial Variation*. 2nd edition. Lecture Notes in Statistics. Springer-Verlag Berlin, 151 S.
- Matsuda, M. u. Baumgartner, A., 1975: Ökosystemare Simulation des Nutzeffektes der Sonnenenergie für Wälder. *FwCbl* 94: 89-104.
- Matsue, K., Iwagami, S., Yamamoto, T. u. Shibayama, Z., 1999: Modelling crown form of Hinoki (*Chamaecyparis obtusa*) based on branch measurement. *J. For. Plann* 5: 13-18.
- Matsumura, N., 1988: *Entwicklung und Anwendungsmöglichkeiten eines einzelbaumorientierten Simulationsmodells für Douglasie*. Diss. Georg-August-Universität Göttingen.
- Matthies, D., Weixler, H. u. Hess, U., 1995: Befahrungsbedingte Strukturveränderungen von Waldböden. *AFZ/Der Wald* (22): 1218-1221.
- Matyssek, R., 2003: Kosten und Nutzen von Raumbesetzung und –ausbeute. *AFZ/Der Wald* 17: 862-863.
- Max, T.A. u. Burkhart, H.E., 1976: Segmented polynomial regression applied to taper equations. *For. Sci.*, 22(33): 283-289.
- Mayer, H., 1984: *Waldbau auf sozio-ökologischer Grundlage*. 3. Auflage, Fischer-Verlag Stuttgart.
- Mehldahl, R. S. u. Beltz, R. C., 1990: Summary of modelling efforts for SET: Southeastern TWIGS, School of Forestry. Auburn University Alabama.
- Mendlik, G., 1983: Beech Yield Table (in Ungarisch). *Erdeszeti-Kutatasok*, 75:157-162.

- Meng, X. Y., 1991: The significance of taper equations and stand diameter structures in developing merchantable volume tables. *Journal of Beijing Forestry University*, 13(2):14-20.
- Meusel, H., Jäger, E. u. Weinert, E., 1965: Vergleichende Chorologie der zentraleuropäischen Flora. Karten/Text. Jena.
- Michailoff, I., 1943: Zahlenmäßiges Verfahren für die Ausführung der Bestandeshöhenkurven. *Forstw. Cbl. u. Thar. Jahrb.* 6: 273-279.
- Mitscherlich, G., 1939a: Sortenertragstafel für Kiefer, Buche und Eiche. *Mitt. Forstwirtschaft. u. Forstwiss.* 10: 1-86.
- Mitscherlich, G., 1939b: Sortenertragstafel für Fichte. *Mitt. Forstwirtschaft. u. Forstwiss.* 10: 87-101.
- Mitscherlich, G., 1942: Der Einfluß des Seewindes auf das Wachstum von Kiefer, Fichte, Buche, Birke, Erle. *Thar. Forstl. Jahrb.* 93: 346-373.
- Mitscherlich, G., 1961: Untersuchungen in Plenterwäldern des Schwarzwaldes. *AFJZ* 132: 61-73 u. 85-95.
- Mitscherlich, G., 1970: Wald, Wachstum und Umwelt. 1. Band: Form und Wachstum von Baum und Bestand. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M. 144 S.
- Mitscherlich, G., 1971: Wald, Wachstum und Umwelt. 2. Bd: Waldklima und Wasserhaushalt. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M. 365 S.
- Mitscherlich, G., 1975: Wald, Wachstum und Umwelt. 3. Bd: Boden, Luft und Produktion. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M. 352 S.
- Mitscherlich, G., 1978: Wald, Wachstum und Umwelt. 1. Band: Form und Wachstum von Baum und Bestand. 2., überarbeitete Auflage. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M. 144 S.
- Mitscherlich, G., Kern, K. G. u. Künstle, E., 1963: Untersuchungen über den Kohlensäuregehalt in Plentergehalt und Fichtenreinbestand. *AFJZ* 134: 281-290.
- Moer, M., 1993: Crown width and foliage weight of northern Rocky mountain conifers. *USDA For. Serv. Res. Pap. INT.*-283.
- Mohr, H. u. Schopfer, P., 1992: Lehrbuch der Pflanzenphysiologie. Springer-Verlag, Berlin. 408 S.
- Mohren, G. M. J., Van Gerwen, C. P. u. Spitters, C. J. T., 1984: Simulation of primary production in even-aged stands of Douglas-fir. *For. Ecology Manage.* 9, 27-49.
- Möhring, B., 1986: Dynamische Betriebsklassensimulation. *Berichte d. Forschungszentrums Waldökosysteme, Univ. Göttingen*, Bd 20.
- Møller, C. M., 1933: Bonitetsvise Tilvaekstovesigter for BØg, Eg og RØdgran in Danmark. *Sammendrag fra Dansk Skovf. Tidsskr.* 18.
- Monsi, M. u. Saeki, T., 1953: The light factor in plant association and its importance in dry matter production. *Japan. J. Bot.* 14: 22-52.
- Mooney, H. A., 1986: Photosynthesis. In: *Plant Ecology*. Edited by M. J. Crawley. Blackwell Scientific Publications, Oxford: 345-373.
- Moosmayer, H.-U. u. Schöpfer, W., 1972: Beziehungen zwischen Standortsfaktoren und Wuchsleistung der Fichte. *AFJZ* 143 (10): 203-215.
- Moosmayer, U., 1957: Zur ertragskundlichen Auswertung der Standortsgliederung im Ostteil der schwäbischen Alb. *Mitt. d. Vereins f. forstl. Standortskunde, Forstpflanzenzüchtung* 7: 1-41.
- Moser, J. W., 1974: A system of equations for the components of forest growth. In: J. Fries (Hrsg): *Growth models for tree and stand simulation*; Royal College of Forestry. *Research Notes* Nr. 30: 56-76.
- Moser, M., 1964: Die Mykorrhizafrage bei der Anzucht von Forstpflanzen für das Hochgebirge. In Schmidt-Vogt, H., 1964: *Forstsamengewinnung und Forstpflanzenzucht für das Hochgebirge*: 225-231.
- Moser, W. G., 1793: Einige Actenstücke über die Forst-Einrichtung. In: *Moser's Forst-Archiv*, Ulm: 147-243.
- Muhairwe, C. K., 1999: Taper equations for *Eucalyptus pilularis* and *Eucalyptus grandis* for the north coast in New South Wales, Australia. *Forest Ecology and Management* 113: 251-269.
- Murach, D., 1991: Feinwurzelumsätze auf bodensauren Fichtenstandorten. *Forstarchiv* 62: 12-17.

- Murach, D., 1984: Die Reaktion der Feinwurzeln von Fichten auf zunehmende Bodenversauerung. Diss., Forstwissen. Fachbereich, Universität Göttingen.
- Murray, D. M. u. Gadow, K. v., 1993: A flexible yield model for regional timber forecasting. *Southern Journal of Applied Forestry* 17 (2): 112-115.
- Murray, D. M. u. Gadow, K. v., 1991: Relationships between the diameter distributions before and after thinning. *For. Sci.* 37 (2): 552-559.
- Nagashima, I. u. Kawata, N., 1994: A stem taper model including butt swell. *J. Jpn. For. Soc.* 76(4): 291-297.
- Nagel, J. u. Biging, G. S., 1995: Schätzung der Parameter der Weibull-Funktion zur Generierung von Durchmesserverteilungen. *AFJZ* 166 (9/10): 185-189.
- Nagel, J., 1994: Ein Einzelbaumwachstumsmodell für Roteichenbestände. *Forst und Holz*. 49. Jahrgang. Nr. 3, 69-75.
- Nagel, J., 1998: Möglichkeiten der Einschätzung von Artendiversität und Struktur im Rahmen von Betriebsinventuren. Vortrag am 14. 7. 1998, Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Univ. Göttingen.
- Nagel, J., 1999: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. *Schriften aus d. Forstl. Fak. D. Univ. Göttingen u. d. Nieders. Forstl. Vers. Anst.; Bd 128.*
- Nagel, J., Albert, M. u. Schmidt, M., 2002: Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1. *Forst und Holz*. 57 (15/16):486-493.
- Nagel, P., 1976: Die Darstellung der Diversität von Biozönosen. *Schriftenreihe Vegetationskunde* 10: 381-391. Bonn-Bad Godesberg.
- Namikawa, K. u. Kawai, Y., 1998: Stand structure and establishment process of an old-growth stand in the mixed deciduous broadleaf/conifer forest of Mt. Moiwa forest reserve, Central Hokkaido, Northern Japan. *J. For. Res. Japan* 3: 205-211.
- Nepal, S. K. u. Somers, G. L., 1992: A generalized approach to stand table projection. *For. Sci.* 38: 120 – 133.
- Newberry, J. D. u. Burkhart, H. E., 1986: Variable-form stem profile models for loblolly pine. *Can. J. For. Res.* 16: 109-114.
- Newnham, R. M., 1992: Variable-form taper functions for four Alberta tree species. *Can. J. For. Res.* 22: 210-223.
- Niedersachsen, 1991: Langfristige ökologische Waldentwicklung in den Landesforsten – Programm der Landesregierung Niedersachsen. *Niedersächsisches Ministerium f. Ernährung, Landw. U. Forsten*: 49 S.
- Nielsen, C. C. N., 1990: Einflüsse von Pflanzenabstand und Stammzahlhaltung auf Wurzelform, Wurzelbiomasse, Verankerung sowie auf die Biomasseverteilung im Hinblick auf die Sturmfestigkeit der Fichte. *Schriften aus der Forstl. Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstl. Versuchsanstalt, Band 100.* J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M.
- Nielsen, C. C. N., 1995: Report of project "Development of roots and root/shoot-rations". Air3-CT93-1269. unveröffentlicht.
- Nordrhein-Westfalen, 1991: *Waldwirtschaft 2000 - Gesamtkonzept für eine ökologische Waldbewirtschaftung des Staatswaldes in Nordrhein-Westfalen.* Hrsg.: Ministerium für Umwelt, Raumordnung und Landwirtschaft, Landesforstverwaltung. 35 S.
- Oohata, S-I., 1986: Some quantitative analysis of tree form. Further extensions to the pipe model theory. In Fujimori, T. u. Whitehead (eds). *Crown and canopy structure in relation to productivity.* Published by the Forestry and Forest Products Institute, Ibaraki, Japan, pp. 243-262. ISBN 4-9900058-1-3.
- Ortloff, W. u. Schlaepfer, R., 1997: Stickstoff und Waldschäden - eine Literaturübersicht. *AFJZ* 167 (9-10): 184-201.
- Otto, H.-J., 1989: Langfristige ökologische Waldbauplanung für die Niedersächsischen Landesforsten. *Aus dem Walde*, Heft 42.

- Otto, H.-J., 1991: Langfristige ökologische Waldbauplanung für die Niedersächsischen Landesforsten. Aus dem Walde, Heft 43.
- Otto, H.-J., 1994: Waldökologie. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- Otto, H.-J., 1995: Zielorientierter Waldbau und Schutz sukzessionaler Prozesse – eine Diskussion. Forst u. Holz 50: 203-209.
- Otto, H.-J., 2002: Antriebskräfte natürlicher Buchenwalddynamik in Europa. Forst und Holz 57 (21): 649-653.
- Ottorini, J. M., 1991: Growth and development of individual Douglas Fir stands for applications to simulation in silviculture. Annales des sciences Forestieres 48.
- Pardé, J. u. Bouchon, J., 1990: Dendrométrie. Ecole Nationale du Genie Rural des Eaux et des Forêts, Nancy.
- Pardé, J., 1961: Dendrométrie. Editions de l'École nationale des Eaux et des Forêts, Nancy.
- Paterson, S. S., 1962: Introduction to Phytochorology of Norden. Medd. Stat. Skogsforskningsinstitut 50: 1-145.
- Paulsen, J. C., 1795: Praktische Anweisung zum Forstwesen. Detmold.
- Pearson, S. M., Turner, M. G., Gardner, R. H. u. O'Neill, R. V., 1996: An organism-based perspective of habitat fragmentation. In: Szaro u. Johnston, 1996: 41-57.
- Penning de Vries, F. W. T. u. van Laar, H. H., 1982: Simulation of plant growth and crop production. Pudoc Centre for Agriculture Publishing and Documentation, Wageningen.
- Penttinen, A., Stoyan, D. u. Henttonen, H. M., 1994: Marked Point Processes in forest statistics. For. Sci. 38 (4): 806-824.
- Perpeet, M., 1999: Weniger wäre mehr – waldbauliche Illusion oder Chance? Forst u. Holz 54 (3): 71-74.
- Petterson, N., 1954: Die Massenproduktion des Nadelwaldes. Medd. Stat. Skogsforskningsinst. 45.
- Philip, M. S., 1994: Measuring Trees and Forests. Cab International.
- Pielou, E. C., 1977: Mathematical ecology. John Wiley.
- Pienaar, L. V., Harrison, W. M. u. Rheney, J. W., 1990: PMRC Yield Prediction System for Slash Pine Plantations in the Atlantic Coast Flatwoods. Plantation Management Research Cooperative. School of Forest Resources. University of Georgia.
- Polomski, J. u. Kuhn, N., 2001: Wurzelhabitus und Standfestigkeit der Waldbäume. Forstwissenschaftliches Centralblatt 120; 303-317.
- Pommerening, A., 1997: Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Diss., Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Göttingen. Cuvillier Verlag Göttingen. 187 S.
- Pommerening, A., 2002: Approaches to quantifying forest structures. Forestry. 75(3): 305-324.
- Pressler, M. R., 1865: Das Gesetz der Stammbildung und dessen forstwirtschaftliche Bedeutung für den Waldbau höchsten Reinertrags. Arnold Verlag, Leipzig: 153 S.
- Pretzsch, H., 1991a: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Habilitationsschrift. Universität München.
- Pretzsch, H., 1991b: Konzeption einer modellorientierten Mischbestandsforschung. Vortrag anlässlich der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des Dt. Verb. Forstl. Forschungsanstalten in Treis/Mosel am 13. Mai 1991.
- Pretzsch, H., 1992: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Schriftenreihe der Forstwissenschaftlichen Fakultät, Universität München, No. 115: 332.
- Pretzsch, H., 1993: Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen - Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstl. Fak. d. Univ. Göttingen u. d. Nieders. Forstl. Vers. Anst., Band 114, J.D. Sauerländer's Verlag.
- Pretzsch, H., 1994: Waldwachstumsforschung in strukturreichen Rein- und Mischbeständen - Untersuchungsansatz, Arbeitsschwerpunkte, Kooperationsbedarf. Tagungsbericht der Sektion Ertragskunde des Dt. Verb. Forstl. Forschungsanstalten: 6-26. Habilitationsschrift.
- Pretzsch, H., 1995: Perspektiven einer modellorientierten Waldwachstumsforschung. FwCbl 114: 188-209.

- Pretzsch, H., 2001: Modellierung des Waldwachstums. Parey Buchverlag Berlin: 341 S.
- Pretzsch, H. u. Bossel, H., 1988: Rahmenbedingungen für die Konstruktion forstlicher Wachstumsmodelle und Simulationsprogramme. *AFZ* (22): 615 - 617.
- Pretzsch, H., u. Kahn, M., 1998: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs- und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“: Abschlußbericht Projekt W28 Teil 2. Konzeption und Konstruktion des Wachstumsmodells SILVA 2.2 – Methodische Grundlagen. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Ludwig-Maximilians-Universität München, Freising, 279 S.
- Prodan, M., 1965: Holzmeßlehre. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., 644 S.
- Prusinkiewicz, P. u. Lindenmayer, A., 1990: *The Algorithmic Beauty of Plants*. Verlag Springer, New York. 227 S.
- Puhe, J., 1994: Die Wurzelentwicklung der Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) bei unterschiedlichen chemischen Bodenbedingungen. *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Band 108*, Göttingen.
- Pukkala, T. u. Kolström, T., 1988: Simulation of the Development of Norway Spruce Stands using a Transition Matrix. *For. Ecol. and Mgmt* 25: 255-267.
- Puumalainen, J., 1996: Die Beta-Funktion und ihre analytische Parameterbestimmung für die Darstellung von Durchmesserverteilungen. *Arbeitspapier 15-96, Inst. f. Forsteinrichtung, Univ. Göttingen*: 12 S.
- Rademacher, P., 2002: Ermittlung der Ernährungssituation, der Biomasseproduktion und der Nährelementakkumulation mit Hilfe von Inventurverfahren sowie Quantifizierung der Entzugsgrößen auf Umtriebsebene in forstlich genutzten Beständen. *Habilitationsschrift, Univ. Göttingen*.
- Ramirez-Maldonado, H., Bailey, R. L. u. Borders, B. B., 1988: Some implications of the algebraic difference form approach for developing growth models. In: Ek, A.R., Shifley, S.R. u. Burke, T.E. (eds): *Forest growth modelling and prediction*. USDA For. Serv. Gen. Techn. Rep. NC-120: 731-738.
- Rapp, C., 1991: Untersuchungen zum Einfluss von Kalkung und Ammoniumsulfat-Düngung auf Feinwurzeln und Ektomykorrhizen eines Buchenaltbestandes im Solling. *Ber. Forschungsz. Waldökosysteme Göttingen A 72*: 293 S.
- Raunkiaer, C., 1907: *Planterigetets Livsformer og deres Betydning for Geografien*. Kjöbenhavn, Kristiana. (Engl. Übersetzung von Gilbert-Carter, H., 1937: *Plant life forms*. Clarendon press, Oxford.)
- Rautiainen, O., 1999: *Growth Dynamics and Management of Shorea robusta Forests in Southern Nepal*. Dissertation, Univ. Joensuu.
- Raven, P. H., Evert, R. F. u. Eichhorn, S. E., 1987: *Biology of plants*. Worth Publishers Inc.
- Reed, D. D. u. Green, E. J., 1984: Compatible stem taper and volume ratio equations. *For. Sci.* 30 (4): 977-990.
- Reinecke, L. H., 1933: Perfecting a Stand Density Index for Even-Aged Forests. *J. Agric. Res.* 46: 627-638.
- Remmert, H., 1991: Das Mosaik-Zyklus-Konzept und seine Bedeutung für den Naturschutz – eine Übersicht. *Tagungsbericht „Das Mosaik-Zyklus-Konzept der Ökosysteme und seine Bedeutung für den Naturschutz“*, 6.-9. Sept. 1989; Bayer. Akademie f. Naturschutz u. Landschaftspflege: 5-15.
- Rennie, P. J., 1963: Methods of assessing site capability. *Commonw. For. Rev.* 42: 306-317.
- Rennols, K u. Smith, W. R., 1993: Zone of Influence Models for Inter Tree Forest Competition. In: Rennols, K. (ed) 1993: *Stochastic Spatial Models in Forestry*. Proc of a IUFRO S4.11 Conf. held in Thessaloniki, Greece; published by The University of Greenwich: 27-36.
- Richardson, C. W., 1981: Stochastic simulation of daily precipitation, temperature and solar radiation. *Water Resources Research* 17: 182-190.
- Riemer, T., Gadow, K. v. u. Sloboda, B., 1995: Ein Modell zur Beschreibung von Baumschäften. *AFJZ*, 166(7): 144-147.

- Rièra, B., 1982: Observations sur les chablis, Piste de St. Elie, Guyane. Bulletin de liaison de groupe de travail sur l'écosystème forestier guyanais, ORSTOM, Cayenne, 6:165-183.
- Rodriguez Soalleiro, R. J., Alvarez Gonzalez, J. G. u. Vega Alonso, G., 1994: Pineiro do Pais - Modelo dinamico de crecemento de masas regulares de Pinus pinaster Aiton en Galicia. Xunta de Galicia:40 S.
- Röhe, P., 1985: Untersuchungen über das Wachstum der Buche in Baden-Württemberg. Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg 61.
- Rojo, A. u. Montero, G., 1996: El Pino Silvestre en la Sierra de Guadarrama. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentacion, Madrid: 293 S.
- Römisch, K., 1983: Ein mathematisches Modell zur Simulation von Wachstum und Durchforstung gleichaltriger Reinbestände. Dissertation, Universität Tharandt.
- Römisch, K., 1995: Durchmesserwachstum und ebene Bestandesstruktur am Beispiel der Kiefernversuchsfläche Markersbach. DVFFA-Sektion Forstliche Biometrie und Informatik, 8. Tagung Grillenburg, S. 84-103.
- Roschak, C., 1999: Schnellwuchsuntersuchung Lensahn - Eine Untersuchung zur Bedeutung schnellwachsender Baumarten im naturnahen Waldbau. Projektbericht für Gesellschaft zur Förderung schnellwachsender Baumarten in Norddeutschland e.V.: 37 S.
- Rothe, A., 1997: Einfluss des Baumartenanteils auf Durchwurzelung, Wasserhaushalt, Stoffhaushalt und Zuwachsleitung eines Fichten-Buchen-Mischbestandes am Standort Höglwald. Forstl. Forschungsber. München 163: 213 S.
- Rubner, K., 1960: Die pflanzengeographischen Grundlagen des Waldbaus. Radebeul.
- Rudra, A. B., 1968: A stochastic Model for the Prediction of Diameter Distributions of Even-aged Forest Stands. OPSEARCH. Journal of the operational Society of India. 5 (2): 59-73.
- Rysavy, T. u. Roloff, A., 1994: Ursachen der Vereschung in Mischbeständen und Vorschläge zu ihrer Vermeidung. Forst u. Holz 49: 392-395.
- Saborowski, J., 1982: Entwicklung biometrischer Modelle zur Sortimentenprognose. Dissertation, Universität, Göttingen.
- Saeki, T., 1963: Light relations in plant communities. In: Evans, L.T. (ed): Environmental control of plant growth. Academic Press, Nwe York und London.
- Sánchez Orois, S., Gurjanov, M. u. Schröder, J., 2001: Analyse des Grundflächenzuwachses gleichaltriger Fichtenreinbestände. AFJZ, 172, 3, 51-59.
- Sánchez Orois, S., Kotzé, H. u. Corral Rivas, J. J., 2003: Ein kompatibles Modell für die Fortschreibung von Durchmesservertellungen. Vortrag anlässlich der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten in Torgau am 2. bis 4. Juni 2003.
- Sánchez-Orois, S. u. Vilčko, F., 2002: Generierung, Bewertung und Optimierung von Managementoptionen für die Vornutzung von Fichtenbeständen. Vortragsmanuskript Ertragskundetagung im Mai 2002.
- Sauter, U. H. u. Fahrbach, M., 1993: Ästigkeitsverhältnisse und Schnittholzqualität in einem weitständig begründeten Fichtenbestand. AFZ 48. Jg. Nr. 17: S. 875 - 878.
- Scheffer, F. u. Schachtschabel, P., 1976: Lehrbuch der Bodenkunde. Fischer Verlag, Stuttgart.
- Schmid, I. u. Kazda, M., 2001: Vertical distribution and radial growth of coarse roots in pure and mixed stands of *Fagus sylvatica* and *Picea abies*. Can. J. For. Res. 31: 539-548.
- Schmidt, M. G. u. Carmean, W. H., 1988: Jack pine site quality in relation to soil and topography in North Central Ontario. Can. J. For. Res. 18: 297-305.
- Schmidt, M., 2001: Prognosemodelle für ausgewählte Holzqualitätsmerkmale wichtiger Baumarten. Diss., Fak. f. Forstwiss. u. Waldökologie, Univ. Göttingen. 302 S.
- Schmidt, M., Schütz, J.-P. u. Gadow, K. v., 1997: Strukturanalyse in vier Plenterüberführungsbeständen. Schweiz. Zeitschr. f. Forstw. 148 (5): 335-352.
- Schmidt, W., 1991: Die Bodenvegetation im Wald und das Mosaik-Zyklus-Konzept. Tagungsbericht „Das Mosaik-Zyklus-Konzept der Ökosysteme und seine Bedeutung für den Naturschutz“, 6.-9. Sept. 1989; Bayer. Akademie f. Naturschutz u. Landschaftspflege: 16-29.

- Schmidt-Vogt, 1986: Die Fichte. Paul Parey, Berlin.
- Schober, R., 1952: Ausbauchungsreihen. In: Grundner, F., Schwappach, A., 1952: Massentafeln zur Bestimmung des Holzinhaltes stehender Waldbäume und Waldbestände. 10. völlig neu bearbeitete Auflage; Hrsg. R. Schober. Paul Parey, Berlin und Hamburg.
- Schober, R., 1953: Ertragstafeln und Forsteinrichtung. Forstwissenschaftliches Centralblatt 72: 1-13.
- Schober, R., 1972: Die Rotbuche 1971. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, 333 S.
- Schober, R., 1987: Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J. D. Sauerländer's Verlag. Frankfurt a. M., 154 S.
- Schober, R., 1991: Eclaircies par le Haut et Arbres D'avenir. Rev. For. Fr. XLIII: 385-402.
- Schober, R., 1994: Darstellung von Durchforstungsgraden. Unveröffentl. Vorlesungsmanuskript. Institut für Forsteinrichtung und Ertragskunde, Universität Göttingen.
- Schober, R., 1995: Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J. D. Sauerländer's Verlag. Frankfurt a. M.
- Schönau, A. P. G. u. Aldworth, W. J. K., 1991: Site evaluation in black wattle with special reference to soil factors. S. Afr. For. J. 156: 35-43.
- Schönau, A. P. G., 1988: A re-appraisal of a site evaluation study in Black Wattle with special reference to soil factors. In: Research Contributions to Plantation Forestry (ed. K. v. Gadow), Faculty of Forestry, Stellenbosch: 83-102.
- Schönhar, S., 1993: Die Waldbodenvegetation als Standortswaiser. AFJZ 164: 173-180.
- Schröder, J. u. Gadow, K. v., 1999: Testing a new competition index for maritime pine in North-Western Spain. Can. J. For. Res. 29: 280-283.
- Schröder, J., 1998: Beschreibung von Bestandesstrukturen im Knysna-Wald, Südafrika. Diplomarbeit, Fak. f. Forstwissen. u. Waldökologie, Univ. Göttingen.
- Schröder, J., Oliver-Villanueva, J. V., Rojas-Briales, E. u. Gadow, K. v., 1995: Zum Höhenwachstum von *Pseudotsuga menziesii* (MIRB.) FRA. in Katalonien. FA 66: 214-217.
- Schröder, J., Rodríguez, R., u. Vega Alonso, G., 2002: An age-independent basal area increment model for Maritime Pine trees in North-Western Spain. Forest Ecology & Management 157: 55-64.
- Schübeler, D., 1997: Untersuchungen zur standortabhängigen Wachstumsmodellierung bei der Fichte. Diss. Fak. f. Forstwiss. u. Waldökologie d. Univ. Göttingen.
- Schübeler, D., Nagel, J., Pommerening, A. u. Gadow K. v., 1995: Modellierung des standortbezogenen Wachstums der Fichte. Unveröffentlichtes Manuskript, Institut f. Forsteinrichtung u. Ertragskunde, Univ. Göttingen: 68 S.
- Schubert, R., 1991: Lehrbuch der Ökologie. Gustav Fischer Verlag Jena. 657 S.
- Schulze, E. D., 1970: Der CO₂ - Gaswechsel der Buche (*Fagus sylvatica* L.) in Abhängigkeit von den Klimafaktoren im Freiland. Flora 159: 177-232.
- Schumacher, F. X., 1939: A new growth curve and its application to timber yield studies. J. of Forestry 37: 819-820.
- Schumann, K., 2002: Eingriffsanalyse im Forstamt Bovenden. Unveröff. Manuskript.
- Schütz, J.-Ph., 1989: Der Plenterbetrieb. Unterlage zur Vorlesung Waldbau III, ETH Zürich: 54 S.
- Schwappach, A., 1890: Wachstum und Ertrag normaler Fichtenbestände. Julius Springer Verlag. 100 S.
- Schwappach, A., 1905: Untersuchungen über die Zuwachsleistungen von Eichen-Hochwaldbeständen in Preussen. Neumann Verlag. 131 S.
- Schwappach, A., 1911: Die Rotbuche. Neumann Verlag, Neudamm.
- Seidling, W., 1997: 50 Jahre Vegetationsentwicklung auf einer Schlagfläche im osthessischen Bergland. FwCbl. 116, 218-231.
- Shafer, G. N., 1988: A Site Growth Model for *Pinus eliottii* in the Southern Cape. S. Afr. For. J. 146: 12-17.
- Shafer, G. N., 1989: Site Indicator Species for Predicting Productivity of Pine Plantations in the Southern Cape. S. Afr. For. J. 148: 7-17.

- Shannon, C.E. u. Weaver, W., 1949: The mathematical theory of communication. University of Illinois Press, Urbana.
- Sharpe, P. J. H., 1990: Forest modeling approaches - compromises between generality and precision. In: Dixon, Mehldal, Ruark, Warren (eds.): Process Modeling of Forest Growth Responses to Environmental Stress; Timber Press, Portland, Oregon: 21-32.
- Shugart, H. H., 1984: A theory of forest dynamics: the ecological implication of forest succession models. Springer, New York. 278 S.
- Shumway, R. H., 1988: Applied statistical time series analysis. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 379 pp. ISBN 0-13-041500-6.
- Shvidenko, A., Venevsky, S., Raille, G. u. Nilsson, S., 1995: A system for evaluation of growth and mortality in Russian forests. Water, Air and Soil Pollution 82: 333-348.
- Sievänen, R., 1993: A process-based model for the dimensional growth of even-aged stands. Scand. J. For. Res. 8: 28-48.
- Skovsgaard, J. P. u. Mosing, M., 1996: Bogefoyngelser i Ostjylland. Danish Forest and Landscape Research Institute.
- Sloboda, B., 1971: Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Mitt. Bad.-Württ. Forstl. Vers. u. Forsch. Anstalt. Heft 32.
- Sloboda, B., 1976: Mathematische und stochastische Modelle zur Beschreibung der Statik und Dynamik von Bäumen und Beständen – insbesondere das bestandesspezifische Wachstum als stochastischer Prozeß. Habil.-Schrift, Univ. Freiburg, 310 S.
- Sloboda, B., 1984: Bestandesindividuelles biometrisches Schaftformmodell zur Darstellung und zum Vergleich von Formigkeit und Sortimentausbeute sowie Inventur. Tagungsbericht d. Sektion Ertragskunde, Neustadt.
- Smalley, G. W. u. Bailey, R. L., 1974: Yield tables and stand structure for shortleaf pine plantations in Tennessee, Alabama and Georgia highlands. USDA For. Service Res. Paper SO-97.
- Smaltschinski, T., 1981: Bestandesdichte und Verteilungsstruktur. Dissertation, Universität Freiburg.
- Sonntag, M., 1998: Klimaveränderungen und Waldwachstum – Treedyn Simulationen mit einer Analyse modellstruktureller Unsicherheiten. Verlag Mainz, Wissenschaftsverlag Aachen: 160 S.
- Souter, R. A., 1986: Dynamic stand structure in thinned stands of naturally regenerated loblolly pine in the Georgia Piedmont. Ph. D. Thesis. University of Georgia. Athens, GA.
- Späth, H., 1973: Spline-Algorithmen zur Konstruktion glatter Kurven und Flächen. Oldenbourg, München.
- Speidel, G., 1972: Planung im Forstbetrieb. Grundlagen und Methoden der Forsteinrichtung. Verlag Parey, Hamburg und Berlin. 267 S.
- Spellmann, H., 1998: Überführung als betriebliche Aufgabe. Forst und Holz, 54 (4): 110-116.
- Spiecker, H., 1995: Ein Vergleich natürlicher und pflegebedingter Selektionsprozesse. Mitt. d. Forstl. Vers. Anstalt Rhld-Pfalz, Nr. 34 161-179.
- Spiecker, M., 1994: Wachstum und Erziehung wertvoller Waldkirschen. Mitt. d. Forstl. Vers. u. Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Heft 181.
- Sprugel, D. G., 1991: Disturbance, Equilibrium, and Environmental Variability - What is Natural Vegetation in a Changing Environment. Biological Conserv. 58: 1-18.
- Spurr, S. H., 1962: A measure point density. For. Sci. 8: 85-96.
- Staupendahl, K., 1997: Ein neues Stichprobenverfahren zur Erfassung und Beschreibung von Naturverjüngung. Vortrag anlässlich der Jahrestagung der Sektion Forstliche Biometrie und Informatik des Deutschen Verbandes Forstlicher Versuchsanstalten am 24. 9. 97 in Freiburg.
- Staupendahl, K., u. Puumalainen, J., 1999: Modellierung des Einflusses von Durchforstungen auf die Durchmesserverteilung von gleichaltrigen Fichtenreinbeständen. Cbl. ges. Forstw. 116 (4): 249-262.

- Steingäß, F., 1995: Beschreibung der Schaftprofile von Douglasien. Diplomarbeit, Fachbereich Forstwissenschaft, Universität Göttingen.
- Sterba, H., 1975: Assmann's Theorie der Grundflächenhaltung und die "Competition-Density-Rule" der Japaner Kira, Ando und Tadaki. Cbl. ges. Forstw. 92 (1): 46-62.
- Sterba, H., 1981: Natürlicher Bestockungsgrad und Reinecke's SDI. Cbl. ges. Forstw. 98 (2): 101-116.
- Sterba, H., 1983: Single stem models from inventory data with temporary plots. Mitt. D. Forstl. Bundesversuchsanstalt Wien Nr. 147: 87-101.
- Sterba, H., 1990: Validitätsprüfung des Einzelbaumsimulators für Fichten-Kiefern-Mischbestände. Tagungsbericht. Dt. Verb. Forstl. Forschungsanstalten - Sektion Ertragskunde: 101-117.
- Sterba, H., 1991: Forstliche Ertragslehre. Lecture Notes: 159 S.
- Sterba, H., 1997: Waldwachstumsforschung – zwischen Erkenntnisdrang und Praxisanspruch. AFJZ 168 (11-12): 227-230.
- Sterba, H., 1998: Das Randproblem bei der Erfassung von Strukturparametern. Vortrag am 25. 6. 1998, Fak. f. Forstw. u. Waldökologie, Univ. Göttingen.
- Stöhr, F. K., 1968: Erweiterungsmöglichkeiten der Winkelzählprobe. Diss., Albert-Ludwig-Univ. Freiburg/Br. 83 S.
- Stoyan, D. u. Stoyan, H., 1992: Fraktale Formen Punktfelder. Methoden der Geometrie-Statistik. Akademie-Verlag, Berlin. 394 p.
- Struck, G., 1999: Effekte von Pflanzverband, Kulturdüngung und Schlagräumung am Beispiel junger Traubeneichenbestände. Diss., Fak. f. Forstwiss. u. Waldökologie, Univ. Göttingen: 196 S.
- Sturm, K., 1994: Naturnahe Waldnutzung in Mitteleuropa. Studie im Auftrag von Greenpeace Deutschland.
- Suzuki, T., 1971: Forest Transition as a Stochastic Process. Mitt. FBVA Wien. Heft 91: 137-150.
- Suzuki, T., Ohsaki, K., Sato, H. u. Yamamoto, Y., 1992: A representation method for todo fir Shapes Using Computer Graphics. J. of the Jap. For. Soc. 74 (6): 504-508.
- Swindel, B. F., Smith, H. D. u. Grosenbaugh, L. R., 1987: Fitting diameter distributions with a hand-held programmable calculator. Scand. J. For. Res. 2: 325-334.
- Szaro, R. C. u. Johnston, D. W., 1996: Biodiversity in Managed Landscapes. Oxford University Press: 778 p.
- Teepe, R., Brumme, R. u. Beese, F., 2000: Der Einfluß der Bodenverdichtung bei der Holzernte auf den Austausch der Spurengase CO₂, CH₄ und N₂O. Abschlußbericht zum Forschungsvorhaben der Deutschen Bundesstiftung Umwelt.
- Temesgen, H. u. Gadow, K. v., 2003: Generalized Height-diameter Models for Major Tree Species in Complex Stands of Interior British Columbia. Eingereicht Forstwiss. Centralblatt.
- Thomasius, H., 1963: Untersuchungen über die Brauchbarkeit einiger Wachstumsgrößen von Bäumen und Beständen für die qualitative Standortsbeurteilung. Archiv für Forstwesen 12 (12): 1267-1323.
- Thomasius, H., 1978: Modell des gleichaltrigen Reinbestandes. TU Dresden, Sektion Forstwirtschaft, Tharandt, II Vorträge: 122-148.
- Thomasius, H., 1988: Stabilität natürlicher und künstlicher Waldökosysteme sowie deren Beeinflußbarkeit durch forstliche Maßnahmen. AFZ No. 43: 1037-1043, 1064-1068.
- Thomasius, H., 1996: Geschichte, Anliegen und Wege des Waldumbaus in Sachsen. Schriftenreihe d. Sächs. Landesanst. f. Forsten 6/96: 11-52.
- Thomasius, H., 2001: 50 Jahre Arbeitsgemeinschaft Naturgemässe Waldwirtschaft - Dauerwaldbewirtschaftung. Der Dauerwald, 24: 15-39.
- Thomasius, H. O. u. Thomasius, H., 1976: Anwendungsbeispiel zu einem Verfahren der Berechnung ertragskundlich optimaler Bestandesdichtewerte und Diskussion dieses Verfahrens. Informationen TU Dresden, Sektion Forstwirtschaft, Bereich Waldbau und Forstschutz, Tharandt: 21-76.

- Thomasius, H. O. u. Thomasius, H., 1978: Ableitung eines Verfahren zur Berechnung der ertragskundlich optimalen Bestandesdichte. Beiträge f. d. Forstwirtschaft 12 (79).
- Tomé, M. u. Burkhart, H. E., 1989: Distance-Dependent Competition Measures for Predicting Growth of Individual Trees. Forest Science 35(3): 816-831.
- Tomppo, E., 1986: Models and Methods for Analysing Spatial Patterns of Trees. Communicationes Instituti Forestalis Fenniae No. 138, Helsinki: 65pp.
- Torres Rojo, J. M. u. Brodie, J. D., 1990: Adjacency constraints in harvest scheduling. Can. J. of For. Res. 20: 978-986.
- Trincado, G. u. Gadow, K. v., 1996: Zur Sortimentsschätzung stehender Laubbäume. Cbl. ges. Forstw. 1, 27-38.
- Trincado, G., Quezada, P. R. u. Gadow, K. v., 2003: A Comparison of two stand table projection methods for young Eucalyptus nitens (Maiden) plantations in Chile. Forest Ecology and Management. 180: 443-451.
- Trincado, G., Kiviste, A. u. Gadow, K. v., 2003: Preliminary site index models for native Roble (*Nothofagus obliqua*) and Raulí (*N. alpina*) in Chile. New Zealand J. of Forestry Science 32 (3): 322-333.
- Trincado, G., Gadow, K. v. u. Tewari, V. P., 1996: Comparison of three stem Profile Equations for *Quercus robur* L. South African Forestry Journal 177: 23-29.
- Turner, J., Thompson, C. H., Turvey, N. D., Hopmans, P. u. Ryan, P. J., 1990: A soil technical classification for *Pinus radiata* (D. Don) plantations. I. Development. Aust. J. Soil Res. 28: 797-811.
- Turton, S. M., 1985: The radiative distribution of photosynthetically active radiation within four tree canopies, Craigieburn Range, New Zealand. Austr. For. Res. 15: 363-394.
- Turvey, N. D., Booth, T. H. u. Ryan, P. J., 1990: A soil technical classification for *Pinus radiata* (D. Don) plantations. II. A basis for estimation of crop yield. Aust. J. Soil Res. 28: 813-824.
- Ulrich, B., 1986: Stoffhaushalt von Waldökosystemen. Bioelement-Haushalt. Institut für Bodenkunde und Waldernährung der Universität Göttingen.
- Ulrich, B., Pirouzpanah, D. u. Murach, D., 1984: Beziehungen zwischen Bodenversauerung und Wurzelentwicklung von Fichten mit unterschiedlich starken Schadsymptomen. Forstarchiv 55: 127-134.
- Ung, C.-H., Raulier, F., Oullet, D. u. Dhôte, J.-F., 1997: L'indice de compétition interindividuelle de Schütz. Can. J. For. Res. 27: 521-526.
- Ung, C.-H. 1993. Growth and branchiness of *Picea mariana* (Mill.) BSP. In Canadian Forest Service Modelling Working Group. Proc. of the seventh annual meeting and workshop, pp. 9. ISBN 0-662-21104-9.
- Upton, G. u. Fingleton, B., 1990: Spatial Data Analysis by Example. John Wiley, 409 S.
- Van der Meer, P. J., 1995: Canopy dynamics of a tropical rain forest in French Guiana. Diss., Landbouwniversiteit Wageningen. Wegener, G. 1995: Perspektiven der Holznutzung. FwCbl. 114(2): 97-106.
- Van Laar, A. u. Akça, A., 1997: Forest Mensuration. Cuvillier Verlag Göttingen, 418 pp. ISBN 3-89588-874-5.
- Vanclay, J. K., 1989: Site productivity assessment in rainforests: an objective approach using indicator species. In: Wan Razali Mohd, H.T. Chan, S. Appanah (Editors), Proceedings of the Seminar on Growth and Yield in Tropical Mixed / Moist Forests, 20-24 June 1988, Kuala Lumpur. Forest Research Institute, Malaysia: 225-241.
- Vanclay, J. K., 1992: Assessing site productivity in tropical moist forests: a review. Forest Ecology and Management 54: 257-287.
- Vanclay, J. K., 1994: Modelling forest growth - applications to mixed tropical forests. CAB International, Wallingford, UK.
- Vanclay, J., 1998: Towards more rigorous assessment of biodiversity. In: Bachmann, P., Köhl, M. and Päivinen, R., (eds), 1998: Assessment of biodiversity for improved forest planning. Kluwer Academic Publishers: 211-232.

- Vincent, J. R. et al. 1990: Modelling forest sector dynamics - challenges for the future analysis. XIX IUFRO World Congress. Montreal. Div. 4: 445-449.
- Walter, H., 1960: Einführung in die Phytologie - III. Grundlagen der Pflanzenverbreitung - 1. Teil: Standortslehre. Stuttgart.
- Wang, Y. P. u. Jarvis, P. G., 1990: Description and validation of an array model - MAESTRO. *Agricultural and Forest Meteorology* 51: 257-280.
- Webb, L. J., 1959: A physiognomic classification of Australian rainforests. *J. Ecol.* 47: 551-570.
- Weise, W., 1880: Ertragstafeln für die Kiefer. Julius Springer Verlag, 156 S.
- Wenk, G., Antanaitis, V. u. Smelko, S., 1990: Waldertragslehre. Deutscher Landwirtschaftsverlag. Berlin. 448 S.
- Wenk, G., Römisch, K. u. Gerold, D., 1985: DDR-Fichtenertragstafel 1984. Technische Universität Dresden, Sektion Forstwissenschaft, Tharandt.
- Wensel, L., Meerschaert, W. u. Biging, G., 1987: Tree Height and Diameter Growth Models for Northern California Conifers, *Hilgardia*, University of California, Volume 55, No. 8.
- Wiant, H. V., Wood, G. B. u. Gregoire, T. G., 1992: Practical guide for estimating the volume of a standing sample tree using either importance or centroid sampling. *For. Ecol. and Mgmt.* 49: 333-339.
- Wiedemann, E., 1931: Die Rotbuche. Mitteilung aus Forstwirtschaft und Forstwissenschaft, 96 S.
- Wiedemann, E., 1936: Die Fichte. Schaper Verlag, Hannover.
- Wiedemann, E., 1942: Der gleichaltrige Buchen-Fichten-Mischbestand. *Mitt. a. Forstwirtschaft und Forstwissenschaft* 13: 1-88.
- Wiedemann, E., 1949: Ertragstafeln der wichtigsten Holzarten. Schaper Verlag, Hannover.
- Wimmenauer, E., 1914: Ertrags- und Sortimentuntersuchungen im Buchenhochwald. Mitteilungen aus dem forstlichen Versuchswesen Badens, 140 S.
- Windhager, M., 1999: Evaluierung von vier verschiedenen Waldwachstumssimulatoren. Diss., Universität für Bodenkultur Wien, 217 S.
- Yang, Y. Ch. U. Feng, F. L., 1989: The application of parameter prediction models and parameter recovery methods to the analysis of tree growth and stand structure in Taiwan. *Q. Journ. Chin. For.*, 22(1):53-71.
- Zeide, B. u. Gresham, C. A., 1991: Fractal dimensions of tree crowns in three loblolly pine plantations of coastal South Carolina. *Can. J. For. Res.* 21(8): 1208-1212.
- Zeide, B. u. Pfeifer, P., 1991: A method for estimation of fractal dimension of tree crowns. *For. Sci.* 37(5): 1253-1265.
- Zenner, E. K. u. Hibbs, D. E., 2000: A new method for modeling the heterogeneity of forest structure. *Forest Ecology and Management.* 129(1): 75-87.
- Zoth, R. u. Block, J., 1992: Untersuchungen an Wurzelballen sturmgeworfener Bäume in Rheinland-Pfalz. *Forst und Holz* 47(18); 566-571.

