

**FORSTLICHE SCHRIFTENREIHE
UNIVERSITÄT FÜR BODENKULTUR, WIEN**

Band 8

HUBERT HASENAUER

**EIN EINZELBAUMWACHSTUMSSIMULATOR
FÜR UNGLEICHALTRIGE FICHTEN-
KIEFERN- UND BUCHEN-
FICHTENMISCHBESTÄNDE**

**AUS DEM INSTITUT FÜR WALDWACHSTUMSFORSCHUNG
NOVEMBER 1994**

Hasenauer, H. 1994. Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände.

Forstliche Schriftenreihe, Univ. f. Bodenkultur, Wien; Bd. 8, 152 S.; Verleger: Österr. Ges. f. Waldökosystemforschung und experimentelle Baumforschung an der Univ. f. Bodenkultur. ISBN3-900865-07-8.

Kurzfassung: Basierend auf Daten von 22 permanenten Probeflächen in gemischten Fichten (*Picea abies* L. Karst) – Kiefern- (*Pinus sylvestris* L.) und 14 Probeflächen in gemischten Buchen (*Fagus sylvatica* L.) – Fichtenbeständen, wurde ein Einzelbaumwachstumssimulator, bestehend aus einem Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell, einem Kronenmodell und einem Mortalitätsmodell entwickelt.

Das Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell basiert auf Monseruds (1975) Ansatz. Die wichtigsten Eingangsvariablen für die baumarten- und Mischung abhängigen Funktionen sind das Kronenverhältnis und der Konkurrenzindex von Ek und Monserud (1974) nach erfolgter Kronenfreistellung.

Zur Schätzung der Kronenansatzveränderungen wurde ein dynamisches Kronenlängenveränderungsmodell entwickelt, daß die Veränderung der Kronenansatzhöhe in Abhängigkeit von der Kronenansatzhöhe, der Baumhöhe, dem Kronenverhältnis, dem Konkurrenzfaktor nach erfolgter Kronenfreistellung und dem Brusthöhendurchmesser schätzt.

Mortalität auf Grund nachbarschaftlicher Konkurrenz beruht auf einer logistischen Funktion mit den Eingangsvariablen Kronenverhältnis, Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung und dem Brusthöhendurchmesser jeweils am Beginn der Beobachtungsperiode.

Stichwörter: Waldwachstumsmodelle, Einzelbaumwachstum, Modelling

Hasenauer, H. 1994. A single tree simulator for uneven-aged mixed Norway spruce-Scots pine and Common beech-Norway spruce stands.

Forstliche Schriftenreihe, Univ. f. Bodenkultur, Wien; Vol. 8, 152 p.; Published by the Austrian Society for Forest Ecosystem Research and Experimental Tree Research at the University of Agriculture in Vienna. ISBN 3-900865-07-8.

Abstract: Using 22 permanent plots of mixed Norway spruce (*Picea abies* L. Karst) – Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and 14 plots of mixed Common beech (*Fagus sylvatica* L.) – Norway spruce stands, a single tree simulation program was developed including a height- and diameter increment model, a crown increment model and a mortality function.

The height and diameter model is based on Monserud's (1975) approach and the main drivers for the stand type and tree species related functions are the crown ratio and the competition index (Ek and Monserud 1974) after crown release.

For predicting future crown length a dynamic crown-height increment model was developed by estimating the periodical increase of the height to the crown base in dependence of the total height, crown ratio, competition index after crown release and the diameter at breast height.

Mortality induced by competition is based on a logistic function including crown ratio, competition after crown release and the diameter at breast height at the beginning of the growing period.

Keywords: growth and yield model, single tree model, modelling

Vorwort

Die Methodik der Bestandesentwicklungsprognose auf Basis von Einzelbaumveränderungen hat ihren Ursprung in Nordamerika. Bereits am Beginn der sechziger Jahre wurden mit der Verfügbarkeit von modernen Rechenanlagen einzelbaumorientierte Modellansätze erarbeitet. Heute sind derartige Prognosemodelle in der amerikanischen Forstwirtschaft nicht mehr wegzudenken und haben vor allem eine sehr breite Akzeptanz bei den Praktikern in den Forstbetrieben gefunden.

In Europa ist der Wissensstand vergleichsweise noch sehr gering, und wir befinden uns noch mitten in der Phase des Methodenstudiums, was nicht zuletzt auf Grund der wesentlich inhomogeneren Standortverhältnisse und des geringen Umfangs an geeigneten dauerbeobachteten Versuchsanlagen komplizierter ist. Die hier vorliegende Arbeit, die durch die finanzielle Unterstützung des Fonds zur Förderung von Wissenschaft und Forschung ermöglicht wurde, soll somit dazu beitragen, unser fehlendes Wissen in der Einzelbaumwachstumsprognose zu verringern.

Für die Anregung zu dieser Arbeit und die großartige und geduldige Unterstützung sei Herrn O.Univ. Prof. Dr. Hubert Sterba, Vorstand des Institutes für Waldwachstumsforschung an der Universität für Bodenkultur, sehr herzlich gedankt.

Besonderer Dank gilt Herrn Dipl.-Ing. Dr. Otto Eckmüller für die Einschulungen am Beginn der Arbeiten in die bereits am Institut vorhandenen Ansätze und Erfahrungen. Ebenfalls zu Dank verpflichtet bin ich Herrn Dipl.-Ing. Martin Moser für seine in die Entwicklung des Computerprogrammes MOSES eingebrachten Programmierkenntnisse.

Da Einzelbaumwachstumsmodelle sehr viel mit angewandter Mathematik und Statistik zu tun haben und man als Forstwirt auf diesem Gebiet sehr rasch an die Grenzen seiner Ausbildung gelangt, war ich ganz besonders froh, daß mir Herr Prof. Dr. Wilfried Grossmann, Vorstand des Institutes für Statistik, Operation Research und Computerverfahren der Universität Wien, in diesbezüglichen Fragen zur Seite stand – herzlichen Dank.

Für fachliche Anregungen und kritische Durchsicht des Manuskriptes bin ich Herrn Prof. Dr. Klaus von Gadow, Institut für Forsteinrichtung und Ertragskunde der Universität Göttingen, Herrn Prof. Dr. Hans Pretzsch, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Universität München und Herrn Dipl.-Ing. Manfred Lexer, Institut für Waldbau der Universität für Bodenkultur dankbar.

Wie bereits eingangs erwähnt, haben wir in Europa wenige Dauerversuchsflächen, die für eine Parametrisierung von Einzelbaumwachstumsmodellen geeignet sind. Um so mehr zu Dank verpflichtet bin ich daher dem Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Universität München für die Überlassung von Daten aus dauerbeobachteten Buchen–Fichtenmischbeständen des Bayerischen Waldes. Gleiches gilt auch für das Institut für Waldwachstum und Betriebswirtschaft der Forstlichen Bundesversuchsanstalt Wien für die gestattete Verwendung von Buchenjungebestandsdaten aus dem Raum St. Leonhart in Niederösterreich.

Sämtliche der verwendeten Fichten–Kiefern-mischbestandsdaten stammen aus Versuchsflächen im Gebiet der Forstverwaltung von Graf Seilern–Aspang in Litschau. Für die Anlage und Unterstützung bei den Aufmessungsarbeiten sei dem Leiter der Forstverwaltung, Herrn Forstmeister Dipl.–Ing. Stephan Göd, sehr herzlich gedankt.

Die Anlage von permanenten Probeflächen ist im Grunde immer eine undankbare Aufgabe, da meist jene Personen, die sie anlegen, damit nichts anfangen können, sondern erst deren Nachfolger. Aus diesem Grund sei an dieser Stelle Herr Dipl.–Ing. Dr. Karl Filla erwähnt, der im Jahre 1972 sehr wesentlich zur Einrichtung der verfügbaren Fichten–Kiefern–Dauerversuchsflächen beitrug. Für die in den Folgejahren durchgeführten Aufmessungsarbeiten einschließlich der letzten im Jahre 1992 sei stellvertretend für alle unermüdlichen Helfer Herrn Josef Paulic und Herrn Gerhard Böhm gedankt.

Wien, im September 1994

Hubert Hasenauer

INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
1. Einleitung und Problemstellung	1
1.1. Die Ertragstafel und die Grenzen ihrer Anwendbarkeit	1
1.2. Die einzelbaumorientierte Wachstumsprognose	5
1.2.1. Ökologisch orientierte Einzelbaummodelle	9
1.2.2. Ertragskundlich orientierte Einzelbaummodelle	10
1.2.3. Europa und die Einzelbaumtheorie	13
2. Ausgangspunkt der Studie	15
2.1. Das Modell FOREST	15
2.2. Das Wachstumssimulationsprogramm WASIM	19
3. Zielsetzung	24
4. Modellentwicklung	25
4.1. Das Höhenzuwachsmodell	25
4.2. Das Durchmesserzuwachsmodell	31
4.3. Die potentielle Schirmfläche	33
4.4. Das Kronenmodell	34
4.4.1. Die Entwicklung eines dynamischen Kronenmodells	35
4.5. Das Mortalitätsmodell	39
4.5.1. Die Diskriminanzanalyse	40
4.5.2. Der regressionsanalytische Ansatz	42
4.5.3. Logistische Funktionen bzw. LOGIT Modelle	43
4.5.4. Die PROBIT Analyse	45
4.5.5. Die Entwicklung eines geeigneten Mortalitätsmodells	46
5. Daten	48
5.1. Die Fichten – Kiefern Daten	48
5.2. Die Buchen – Fichten Daten	52
6. Ergebnisse	57
6.1. Das Höhenzuwachsmodell	59
6.2. Das Durchmesserzuwachsmodell	64
6.3. Das Kronenmodell	71
6.3.1. Die Schätzgenauigkeit des dynamischen Kronenmodells	74
6.4. Das Mortalitätsmodell	81
6.4.1. Das logistische Modell	83
6.4.1.1. Die Schätzgenauigkeit der logistischen Funktion	85
6.4.2. Die Überlebensfunktion	86

6.4.2.1. Die Schätzgenauigkeit der Überlebensfunktion	88
7. MOSES Ein Computerprogramm zur Modellierung von Wachstumsreaktionen	91
8. Validierung des Modells	94
8.1. Volumszuwachsvergleich	95
8.2. Zuwachsdifferenzenvergleich	98
8.3. Plausibilitätskontrolle	106
9. Diskussion der Ergebnisse	109
9.1. Die erarbeiteten Wachstumsbeziehungen	109
9.1.1. Das Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell	109
9.1.1.1. Vergleich des Fichtenwachstums im jeweiligen Mischungstyp	111
9.1.2. Das dynamische Kronenmodell	114
9.1.3. Das Mortalitätsmodell	116
9.2. Die Wachstumssimulation und ein Vergleich mit ähnlichen Modellansätzen	120
9.2.1. Der Simulator MOSES – seine Stärken und Schwächen	120
9.2.2. Vergleich der Zuwachsbeziehungen im Modell MOSES und FOREST	123
9.2.3. Vergleich der Zuwachsbeziehungen im Modell MOSES und SILVA 1	127
9.3. Ausblick	131
10. Zusammenfassung	133
11. Summary	136
12. Literatur	139
13. Anhang	147

1. EINLEITUNG und PROBLEMSTELLUNG

1.1. Die Ertragstafel und die Grenzen ihrer Anwendbarkeit

Traditionell orientiert sich die europäische Forstwirtschaft an Bestandesmodellen, die das Wachstum gleichaltriger Reinbestände über Mittelwerte (Mitteldurchmesser, Mittelhöhe) und flächenbezogene Summen (Grundflächendichte, Volumen pro Hektar, Stammzahl pro Hektar) darstellen. Man nimmt an, daß ein Bestand in Abhängigkeit von seinem Standort eine ganz bestimmte Entwicklung durchmacht. Auf dieser Basis wurden "Referenzbestände" je Baumart und Bonität tabellarisch in Form der Ertragstafeln erstellt (Weise 1880, Schwappach 1890, Guttenberg 1896, Gerhardt 1930, Assmann und Franz 1963, Kennel 1965, Marschall 1975, Schober 1975). Die wesentliche Schwäche der älteren dieser Tafeln besteht in ihrer unzureichenden Datengrundlage. Die zunehmende Datenmenge und vor allem die in den sechziger Jahren erstmals möglichen EDV – gestützten Berechnungen ergaben eine wesentliche Genauigkeitssteigerung und führten zu den heute in der Praxis üblichen Bestandestafeln auf Basis waldwachstumskundlicher Gesetzmäßigkeiten.

Grundsätzlich basieren Bestandeswuchsmodelle auf dem Paradigma des Wuchsrainenkonzeptes. Dieses Konzept geht davon aus, daß sich ein heute junger Bestand genau gleich entwickeln wird wie ein auf gleicher Bonität stockender Altbestand und weiters auch die gleichen Entwicklungsphasen im Laufe seines Wachstums durchwandert. Eine Änderung des standörtlichen Einflusses auf den Wachstumsgang, verursacht etwa durch Wechselwirkungen zwischen Baumartenmischung und Bodenqualität, bleibt unberücksichtigt und eine einmal bestimmte Bonität wird als Konstante für die gesamte Lebensdauer betrachtet. Ähnliches gilt auch für mögliche externe Einflüsse auf das Bestandeswachstum. Mögliche kurz- bzw. langfristige Nährstoffanreicherungen durch Düngung oder Stickstoffdepositionen bzw. auch Degradationserscheinungen und ihre Auswirkungen auf das Bestandeswachstum bleiben unberücksichtigt.

Zwar unterstellen neuere Ertragstafeln bereits eine bestimmte Behandlung (z.B. Marschall 1975) bzw. lassen sich bestimmte Behandlungskonzepte auf Grund des Vorliegens von Zuwachsreduktionsfaktoren unterstellen (z.B. Assmann und Franz 1963, Lembcke et al. 1975, Dittmar et al. 1983), doch sind deren Prognoseergebnisse ebenfalls auf Mittel- bzw. Summenwerte pro Flächeneinheit aufgebaut. Das erstaunt deshalb, weil gerade die europäische Forstwirtschaft seit den Arbeiten von Schädelin (1942) dem Konzept einer Auslesedurchforstung folgt. Dabei werden schon früh sogenannte "Zukunftsbäume" oder "Haubarkeitsstämme" in Abhängigkeit von ihrer Vitalität, Stabilität, Qualität und räumlichen Verteilung ausgesucht und durch die Entfernung (Nutzung) ihrer stärksten Konkurrenten im

Wachstum gefördert. Die Wachstumsreaktionen solcher Zukunftsbäume und die damit verbundene Wertsteigerung der Bestände auf Grund einer qualitativ höherwertigen Sortimentsverteilung können daher sinnvollerweise nicht über die Entwicklung der Bestandesmittelwerte einer einzigen Behandlungsvariante charakterisiert werden.

Dieser Umstand führte in den sechziger Jahren zur Erarbeitung von Wuchsmodellen, die neben den Bestandesmittelwerten auch Häufigkeitsaussagen über Einzelbaumdimensionen im gleichaltrigen Reinbestand ermöglichten. Auf der Basis von Differentialgleichungen, stochastischen Überlegungen und Verteilungsfortschreibungen wurde dem vermehrten Interesse an der Bestandesentwicklung nach intensiver Pflege Rechnung getragen.

Als Beispiele für Stammzahlfrequenzen, die auf Differentialgleichungssystemen basieren, seien die Arbeiten von Clutter (1963), Moser und Hall (1969) und Moser (1972) angeführt. Der grundsätzliche Gedanke war, daß sich die Veränderung der wichtigsten Bestandesvariablen wie Stammzahl, Durchmesser, Vorrat etc. in Abhängigkeit vom Zustands des Bestandes formulieren lassen.

Der stochastische Ansatz für die Beschreibung von Stammzahlfrequenzen beruht auf einer Ausgangsverteilung, die bereits bekannt ist. Im weiteren wird nun auf Grund der Dynamik der Bestandesentwicklung die Wanderungsbewegung der bekannten Häufigkeitsverteilung nachgebildet (Brunner und Moser 1973, Suzuki und Tanaka 1983, Suzuki 1983, Sloboda und Saborowski 1983).

Der wohl am häufigsten verwendete Ansatz bestand in der Erarbeitung von Verteilungsfortschreibungsmodellen auf Basis bestimmter Verteilungstypen wie etwa einer Beta-, Gamma-, Lognormal-, Weibull- oder Johnsonverteilung. Ausgehend von einer den Bestand beschreibenden Durchmesser- und Höhenverteilung wird die Bestandesentwicklung auf Grund der Veränderung einer bestimmten Häufigkeitsverteilung dargestellt. Die Aussagegenauigkeit hängt dabei im wesentlichen von der Flexibilität des unterstellten Verteilungstyps ab. Derartige Ansätze wurden unter anderem von Clutter und Bennett (1965), Burkhart (1971), Kennel (1972), Bailey und Dell (1973) und von Gadow (1987) entwickelt.

Damit hatte man zwar genauere Prognosemöglichkeiten für Sorten und Wertleistungstabellen, doch grundsätzlich handelte es sich dabei wiederum nur um Mittelwerte von bestimmten Durchmesserklassen.

Der wohl entscheidendste Nachteil sowohl der heute üblichen Ertragstafelmodelle als auch deren Erweiterungen durch den Einbau von Häufigkeitsverteilungen ist aber, daß sie als Prognoseelemente für ungleichaltrige bzw. gemischte Bestände grundsätzlich nicht anwendbar

sind, da sie von der Konzeption dem Wuchsrainenkonzept des gleichaltrigen Reinbestandes folgen. Zwar hat man Naherungsverfahren fur unterschiedliche Baumartenmischungsverhaltnisse entwickelt, aber auch diese gehen davon aus, da ein einmal bestehendes Mischungsverhaltnis uber den gesamten Wachstumszeitraum eines Bestandes mehr oder weniger konstant bleibt und keine Ungleichaltrigkeit innerhalb einer Baumart besteht. Die heute in der Praxis ubliche Ansprache von Flachenanteilen der jeweiligen Baumart im Mischbestand fur die Entwicklungsprognose entspricht im Grunde wiederum dem Konzept der Reinbestandsentwicklung, da die vorhandene Baumartenmischung fur die Prognose in idealisierte Reinbestande zerlegt wird. Das grundsatzliche Problem der Ungleichaltrigkeit und vor allem der interspezifischen Konkurrenz bzw. deren Einflu auf die weitere Bestandesentwicklung wird dabei vollkommen ignoriert.

Die Grunde fur die weite Verbreitung und Akzeptanz der Ertragstafelmodelle ist wohl in deren zweifellos einfachen Handhabung und in der gangigen Bewirtschaftungsform einer schlagweisen Waldwirtschaft, die grotenteils eine Erziehung gemischter und vor allem ungleichaltriger Bestande ausschliet, zu suchen. Weiters mu man auch davon ausgehen, da in vielen Gebieten gleichaltrige groflachige Bestande durchaus der naturlichen Sukzessionsdynamik entsprechen und somit die Verwendung von Ertragstafelmodellen fur Bestandesentwicklungsprognosen solcher Bestande auch weiterhin sinnvoll ist. In osterreich mogen vielleicht auch noch forstpolitische Grunde Ursache am Festhalten des Ertragstafelschemas sein. So beruht etwa die gesamte Einheitsbewertung der Forstbetriebe und damit deren betriebliche Steuerbelastung auf den Prognoseergebnissen von Ertragstafeln.

Mit den groen Windwurfkatastrophen bzw. Schadlingskalamitaten der letzten Jahre, die vor allem standortswidrige Fichtenmonokulturen betrafen, den schwer abschatzbaren Veranderungen auf die Waldstruktur, die durch die starke Zunahme der Umweltbelastung zu erwarten ist und einer Intensivierung der Waldbewirtschaftung auf Grund der guten technischen Aufschlieung der Forstbetriebe, begann Mitte der siebziger Jahre eine Wandlung in der Art der forstlichen Bewirtschaftung. War man vorher bedacht, gleichaltrige Reinbestande – nach Moglichkeit mit Fichte – zu begrunden, haben die vorher erwahnten Ereignisse dazu gefuhrt, da sich die Forstwirtschaft wieder mehr auf die okologischen Funktionen des Waldes besinnt.

Stellvertretend moge das Schlagwort einer naturnahen Waldwirtschaft (Mayer 1984) stehen, unter der man ganz allgemein eine intensive, kleinflachige, auf den naturlich vorkommenden Baumarten aufbauende Bewirtschaftungsform versteht. Ziel ist die optimale Nutzung der biologischen Ablaufe des Waldokosystems, um somit dem Nachhaltigkeitsgedanken, dem die Forstwirtschaft seit der Entwicklung des Normalwaldmodelles (Hundeshagen 1826) verbunden ist, auch weiterhin gerecht zu werden. Nur so glaubt man, fur alle moglichen Anforderungen

an das Ökosystem Wald gerüstet zu sein und somit langfristig den maximalen betriebs- und volkswirtschaftlichen Nutzen aus der Bewirtschaftung unserer Wälder erzielen zu können.

Ändert man die Bewirtschaftungsform, müssen sich auch die Prognosemodelle ändern bzw. entsprechend adaptiert werden, da unsere heute üblichen Ertragstafeln auf einer anderen Ausgangssituation basieren. Die "klassischen Eingangsbeziehungen" in den Bonitierungsrahmen mit Alter und Oberhöhe, werden bei konsequenter Umsetzung eines naturnahen Waldbaukonzeptes nur noch sehr schwer herleitbar sein. Weiters gibt es kaum Erfahrungen in den Sukzessionsdynamiken von ungleichaltrigen gemischten Beständen. Gerade die Wechselwirkungen zwischen Baumartenmischungen und deren Entwicklung auf unterschiedlichen Standorten im Laufe des Bestandeswachstums machen Prognosemodelle, die auf Mittelwerten beruhen, viel zu ungenau.

Intensiviert man die Bestandespflege, so ist die Wachstumsreaktion der freigestellten Individuen (gleicher oder verschiedener Baumart) von Interesse. Geht man davon aus, daß bis auf weiteres das generelle Ziel unserer mitteleuropäischen Forstwirtschaft eine Wertsteigerung der Bestände auf Grund der erhofften günstigeren Sortimentsverteilung ist, so wird deutlich, daß in ungleichaltrigen gemischten Beständen auch die für die Wertprognose üblichen Bestandessortentafeln (Sterba et al. 1986) an Aussagewert verlieren werden, da diese ebenfalls auf dem Konzept von Mittelwerten und deren Entwicklung im Reinbestand aufbauen.

Ein weiterer wichtiger Faktor, der rein vom ökonomischen Gesichtspunkt für Mischbestände und damit für ein Abrücken von den gängigen Ertragstafeln spricht, ist die Frage, ob gemischte Bestände auf Grund einer besseren biologischen Ausnutzung des Standortes nicht höhere Massen- und/oder Wertleistungen erzielen können. Gerade die Arbeiten von Kennel (1965), Zöhrer (1969) und Mitscherlich (1978) haben darauf hingewiesen, daß unter bestimmten Umständen ein Mischbestand dem Reinbestand in der Massen- und Wertleistung überlegen sein kann.

1.2. Die einzelbaumorientierte Wachstumsprognose

Einer ganz anderen Idee folgend, entstanden am Beginn der sechziger Jahre in Nordamerika die ersten Wachstumsmodelle, die den Einzelbaum als Prognoseeinheit betrachteten. Ausgangspunkt dieser Art der Wachstumsprognose ist, daß die Entwicklung eines Bestandes über die Summe der Einzelbaumveränderungen erfaßt werden kann. Zur eigentlichen Informationseinheit wird somit das jeweilige Individuum mit seiner ganz spezifischen Stellung im Bestand.

Dieser Übergang der Wuchsmodelle vom Konzept einer auf Mittelwerten und Summen beruhenden Ertragstafel hin zu einer einzelbaumweisen Abschätzung von Veränderungen bedeutet einen grundlegenden Paradigmenwechsel in der Bestandesentwicklungsprognose. Im Gegensatz zur Ertragstafel, die die Entwicklung eines Bestandes prognostiziert, steht beim einzelbaumorientierten Ansatz das Wachstum jedes einzelnen Individuums im Mittelpunkt des Interesses. Erst die Summe dieser Einzelbaumveränderungen ergibt dann ähnlich wie in der Ertragstafel, die üblichen Mittelwerte und Summen je Flächeneinheit. Auf diese Weise ist jede erdenkliche Kombination von Baumarten und Altersgruppen vorstellbar.

Betrachtet man die Möglichkeiten des einzelbaumorientierten Ansatzes, so kann man grundsätzlich unterscheiden in:

- statistisch empirische Modelle
- ökophysiologische Modelle oder Prozeßmodelle

Prozeßmodelle basieren auf ökophysiologischen Zusammenhängen. Im Gegensatz zu den statistischen Modellen wird das Wachstum auch durch physiologische Prozesse der Primärproduktion von pflanzlicher Biomasse, die in den Nadeln, Ästen und im Stamm ablaufen, erklärt.

Ausgehend von der für jedes Wachstumsmodell notwendigen Systemanalyse und der Identifizierung der prozeßbeeinflussenden Systemparameter, wird die Systemstruktur erarbeitet, um somit eine möglichst naturnahe Nachahmung von Wachstumszusammenhängen zu ermöglichen. Die Auswertung und Validierung erfolgt über Computerprogramme, die mathematisch logischen Beziehungen folgen. Als Beispiel seien die Arbeiten von Sloboda und Pfreundt (1989), Running und Coughlan (1988) und Running und Gower (1991) angeführt.

Der Hauptunterschied zwischen den statistischen Modellen und dem prozeßorientierten Ansatz ökophysiologischer Modelle besteht in der Darstellung der Wuchsprozesse. Während

Prozeßmodelle soweit wie möglich das Wachstum auf Grund der biologischen Vorgänge erklären wollen, versucht der statistische Ansatz allgemeine Beziehungen von Merkmalsausprägungen bestimmter Variablen zu finden, um somit das Wachstum auf Grund meßbarer Zustände beschreiben zu können. Auf diese Weise werden wachstumsbeschreibende Zusammenhänge erarbeitet und parametrisiert. Die Summe dieser Zusammenhänge ergibt das Gesamtmodell für die Beschreibung des Einzelbaumwachstums.

Der statistische Ansatz wird auch als klassischer Ansatz bezeichnet, da er wesentlich älter ist. Die Prozeßmodelle sind erst in jüngster Zeit entstanden und haben für forstliche Belange noch kaum Bedeutung. Ihre Bedeutung könnte aber gerade im Zusammenhang mit den Veränderungen der Rahmenbedingungen auf das Ökosystem Wald (Stichwort Klimaveränderung, "Global warming") wesentlich zunehmen, da wahrscheinlich viele dieser externen Einflüsse besser mit baumphysiologischen Wachstumsreaktionen zu erklären sein werden.

Betrachtet man den Entwicklungsfortschritt der statistisch empirischen Modelle seit den grundlegenden Arbeiten von Newnham (1964) und Botkin et al. (1972), so kann in eine eher auf die Bedürfnisse der Forstwirtschaft ausgerichtete ertragskundliche und in eine ökologisch orientierte Modellforschung unterschieden werden. Dabei ergibt sich allerdings kaum ein Unterschied im grundsätzlichen Modellaufbau, da im wesentlichen jedes Einzelbaummodell auf den drei Modulen Wachstum, Mortalität und Regeneration beruht. Der ganz entscheidende Unterschied zwischen diesen beiden Entwicklungslinien besteht aber in den gewünschten Prognoseergebnissen, der mathematischen Formulierung des Einzelbaumwachstums und vor allem der verwendeten Eingangsvariablen für die Beschreibung der Wachstumszusammenhänge.

Während das grundsätzliche Prognoseziel der auf dem Ansatz von Newnham (1964) basierenden ertragskundlichen Modelle, die Bestandesentwicklung am Ende der Umtriebszeit ist, geht es in den ökologisch orientierten Modellen (Botkin et al. 1972) um die Beschreibung von Sukzessionsdynamiken, die sich über mehrere Baumgenerationen hinziehen. Der wohl wichtigste Unterschied ergibt sich aber aus der Art der Ermittlung der Multiplikatoren für die Abschätzung des aktuellen Wachstums. Ausgehend vom ermittelten Potential wird in den ertragskundlichen Modellen die Wachstumsreduktion auf Grund der durch die Nachbarbäume verursachten Konkurrenz um den begrenzten Wuchsraum ermittelt. Dieser begrenzte Wuchsraum wird für jeden Baum in Form eines Konkurrenzindex charakterisiert.

In den eher ökologisch orientierten Modellen erfolgt die Reduktion des potentiellen Wachstums in Abhängigkeit von der physiologischen und ökologischen Amplitude der jeweiligen Baumart. Nur für den Einfluß des Faktors Licht bestehen gewisse Ähnlichkeiten mit

den ertragskundlichen Modellen, da für dessen Beschreibung ebenfalls mittels Konkurrenzindex die Wuchsräumbedingungen ausgedrückt werden.

Die ertragskundlich orientierten Einzelbaummodelle gehen ähnlich wie auch die Ertragstafeln von der Konstanz des Standortes aus. Wasser, Licht und Nährstoffe, die in den ökologischen Modellen eine wichtige Rolle spielen, werden als für einen Standort gegeben betrachtet und in Form seiner Bonität einmal bestimmt. Als Maßzahlen für die Beschreibung der Bonität oder Standortgüte werden beispielsweise die erreichte Höhe in einem bestimmten Alter – Oberhöhenbonität (Assmann 1961) bzw. Site index – oder der geleistete Volumszuwachs bis zu einem bestimmten Alter – Absolutbonität im Sinne des dgz₁₀₀ (Frauendorfer 1954) – herangezogen und als hinreichend genau betrachtet.

Damit wird die gewünschte Flexibilität immer nur als eine innerhalb des Bestandes wichtige Eigenschaft betrachtet. Interessanterweise werden aber gerade in jüngster Zeit wieder verstärkte Anstrengungen unternommen, diese beiden unterschiedlichen Entwicklungslinien für die Erklärung des Einzelbaumwachstums in einem Kollektiv zu vereinen (Larsen 1992, Korol–Hofeldt 1993). Dabei spielt der Grad der Erklärbarkeit bzw. auch der Herleitbarkeit oder Messung der jeweils verwendeten Eingangsvariablen eine entscheidende Rolle. Durch eine Kombination der Eingangsvariablen erhofft man sich eine höhere Genauigkeit der Prognoseergebnisse, eine bessere biologische Interpretierbarkeit von Zusammenhängen und vor allem eine höhere, auch auf externe Einflüsse reagierende Modellflexibilität.

Gerade der letzte Punkt gewinnt auf Grund der zunehmenden Umweltbeeinflussung an Bedeutung. Will man Umwelteinflüsse und ihre Auswirkungen auf eine Baumpopulation sinnvoll darstellen, so kann dies nur über einen einzelbaumorientierten Modellansatz erfolgen. Alle anderen Versuche sind von vornherein zum Scheitern verurteilt, weil sie rein von der methodischen Konzeption die summative Wirkung von Streßfaktoren, die einen Einzelbaum in seinem Wachstum davon abhalten, seinen biologisch "optimalen" Wachstumsgang zu verwirklichen, nicht erfassen können.

Ganz allgemein prognostizieren viele der heute bekannten Einzelbaummodelle das Wachstum eines Baumes aus seinem "potentiellen Zuwachs", reduziert durch diverse Konkurrenzfaktoren, welche die Stellung des Baumes im Kollektiv charakterisieren sollen. Dabei werden die potentiellen Zuwächse und in den eher ertragskundlich orientierten Modellen auch die Konkurrenzindizes aus den Wachstumskurven von Solitären, das heißt von freistehenden, ohne Konkurrenz erwachsenen Bäumen hergeleitet. Man nimmt an, daß der Solitär das Maximum an Zuwachs leistet. Das theoretische Gegenteil zum Solitär wäre dann erreicht, wenn der Konkurrenzdruck oder die Umwelteinflüsse für den Einzelbaum so groß sind, daß er keinen Zuwachs mehr leistet und in weiterer Folge stirbt.

Grundsätzlich ist dabei festzuhalten, daß das Sterben in einem Bestand Grundlage für das Überleben der verbleibenden Bäume ist, und ähnlich wie bei der Entnahme im Zuge einer Durchforstung, wirkt sich der Ausfall eines Nachbarbaumes günstig auf den verbleibenden und damit freigestellten Baum aus. Damit wird aber auch deutlich, wie schwierig gerade der Einfluß einer erhöhten Umweltbelastung auf die Bestandesentwicklung abschätzbar ist. Nehmen wir an, auf Grund erhöhter Streßbelastung sterben plötzlich mehr Bäume, so sind zwar die verbleibenden auch geschädigt, doch durch den Ausfall ihrer unmittelbaren Konkurrenten könnte ein Teil der schädigenden Einflüsse durch die nunmehr günstigere inter- bzw. intraspezifische Konkurrenzsituation kompensiert werden. Im umgekehrten Fall könnten durch Zuwachszunahmen erhöhte Mortalitätsraten auftreten, die sich ganz einfach aus dem verschärften Wettbewerb um den beschränkten Standraum und die Standortressourcen ergeben.

Mit der Zunahme der Umweltbelastung verändern sich auch die Rahmenbedingungen für das Waldwachstum. Damit wird auch eine Flexibilität in der Abschätzung von externen Einflüssen auf das Waldökosystem erforderlich. Will die Waldwirtschaft weiterhin ihrem Nachhaltigkeitsgrundsatz treu bleiben, müssen geradezu Möglichkeiten der Veränderung von ökologischen Rahmenbedingungen in die Prognosemodelle eingebaut werden bzw. sind Schnittstellen vorzusehen, damit beim Eintreten von entsprechenden Einflüssen Adaptierungsmöglichkeiten bestehen.

Andererseits bietet gerade die klassische Waldwachstumsforschung einen sehr großen Erklärungswert für die aus Umwelteinflüssen hervorgerufenen Wachstumsveränderungen. Fragen eines selektiven Ausfalls von Baumarten oder deren Zuwachsabnahmen bzw. auch Zuwachszunahmen lassen sich bei Vorhandensein entsprechender Zusammenhänge in geeignete Einzelbaumwachstumssimulatoren problemlos einbauen. Damit wären ganz konkrete qualitative und quantitative Antworten herleitbar, die Eingang in Sanierungsmaßnahmen und Kostenmodelle finden könnten.

Da der Gegenstand dieser Arbeit ein Einzelbaummodell auf Basis des klassischen statistischen Ansatzes ist, wird im folgenden ein kurzer Überblick über die Verschiedenartigkeit der einzelbaumorientierten statistischen Modelle gegeben. Dabei war vor allem die grundsätzliche Konzeption und die zur Verwendung gelangenden Eingangsvariablen und deren Wirkungsweise im Modellablauf von Interesse, um somit einerseits die Gemeinsamkeiten zu verdeutlichen bzw. auch mögliche Schnittstellen aufzuzeigen.

1.2.1. Ökologisch orientierte Einzelbaummodelle

Die konzeptionelle Basis beruht auf der Idee eines Kleinflächenmodells. Dabei handelt es sich um den mosaikartigen Aufbau von Waldökosystemen bzw. deren Phasen, die auch als "gap size" bzw. "gap phase" bezeichnet werden. Einzelindividuen konkurrieren um Licht, Wasser, Nährstoffe und ergeben so die Bestandesdynamik. Auf Grund des Absterbens eines Baumes im Kronendach (Watt 1947, Shugart 1984) entstehen Lücken (= gaps), die zum Ausgangspunkt der Bestandesverjüngung werden. Die aufkommende Verjüngung wird in der Regel über baumspezifische Zufallszahlen gesteuert. Allgemeines Ziel ist die Simulation einer Sukzessionsdynamik, basierend auf mehreren Bestandesgenerationen.

Die in einem Kollektiv herrschende Konkurrenz wird durch einheitliche Bestandesindizes, die für ein Zeitintervall von meist einem Jahr definiert sind, charakterisiert und gilt für alle Individuen in Abhängigkeit von der Baumart. Diesem Ansatz liegt die Vorstellung zu Grunde, daß die simulierte Fläche klein genug ist und somit ein bestandesweiser Konkurrenzindex ausreicht.

Ausgangspunkt der einzelbaumorientierten Entwicklung ist das potentielle Dickenwachstum, wie es von einem freistehenden, ohne Konkurrenz erwachsenen Baumes (= Solitär) geleistet würde. Die Bestimmung dieses potentiellen Durchmesserzuwachses beruht auf den fundamentalen Zusammenhängen der primären Biomassenproduktion. Dabei wird von oberen Grenzwerten in Form eines maximalen Brusthöhendurchmessers, einer maximalen Baumhöhe und eines maximal erreichbaren Alters ausgegangen.

Der potentielle Durchmesserzuwachs für eine bestimmte Wachstumsperiode wird aus der "fundamentalen Wachstumsfunktion" hergeleitet. Der tatsächliche Zuwachs ergibt sich aus einer beschränkten Anzahl von das Wachstum reduzierenden Parametern, die über Relativbeziehungen oder auch sogenannte "response Funktionen" hergeleitet werden. Als Reduktionsfaktoren zwischen 0 und 1 werden der Boden in Form des Stickstoffangebotes, die Feuchtigkeit, die Temperatur und die Verfügbarkeit von Licht herangezogen. Die jeweiligen Einzelbaumhöhen ergeben sich aus einfachen Beziehungen in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser.

Für die Bestimmung der Mortalitätsraten gehen Gapmodelle grundsätzlich von drei möglichen Einflüssen aus:

- Einer maximalen Endbaumzahl von 1 % der Ausgangszahl und einer gleichbleibenden altersunabhängigen Sterblichkeitsrate bis zum Erreichen des maximalen Alters.

- Bäume jeden Alters haben eine Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von ihrem Zuwachs. Leistet ein Baum weniger als einen bestimmten Mindestzuwachs pro Jahr, so hat er eine erhöhte Sterbewahrscheinlichkeit.
- Zufälliger Ausfall von Bäumen auf Grund von Schlägerungsschäden, Wildverbiß etc., der sich aus Erfahrungswerten herleiten läßt.

Nach diesem Ansatz entwickelten Botkin et al. (1972) das Kleinflächensimulationsmodell JABOWA, das wiederum Ausgangspunkt für die Erarbeitung der Modelle FORET (Shugart 1984) und ZELIG (Urban 1990) war.

Betrachtet man die Qualität der verwendeten Eingangsdaten, so sind die Wachstumsmultiplikatoren für die Faktoren Licht und Wasser auf Grund ihrer relativ leichten Herleitbarkeit als hinreichend genau zu bezeichnen, während vor allem der Nährstoff in Form von Stickstoff und die Temperatur als wachstumshemmende Faktoren sehr schwierig abzuleiten und damit als problematisch im Modellablauf zu bezeichnen sind. Ein weiterer wichtiger Punkt ist die Bestimmung der potentiellen Durchmesserzuwächse über die fundamentale Wachstumsfunktion. Auf Grund der empirisch ermittelten Maximalwerte ist der potentielle Durchmesserzuwachs sehr leicht manipulierbar. Abschließend sei erwähnt, daß im Grunde nur der Brusthöhendurchmesser als wirklich unabhängige Einzelbaumvariable verwendet wird, da sowohl die Baumhöhe als auch ein Teil der Mortalität aus diesem bzw. seinem Zuwachs abgeleitet werden.

1.2.2. Ertragskundlich orientierte Einzelbaummodelle

Ausgehend von der Konstanz des Standortes – definiert durch seine Bonität – und dem Wissen um die Unzulänglichkeit der auf Mittelwerten und Summen beruhenden Bestandessimulation der Ertragstafeln, entwickelte Newnham (1964) den ersten Einzelbaumwachstumssimulator für Reinbestände. Im Gegensatz zum einzelbaumorientierten Modellansatz der ökologisch orientierten Modelle ging er von der Vorstellung aus, daß sich der tatsächliche Zuwachs aus dem optimalen Zuwachs, reduziert durch verschiedene, die Stellung des Baumes zu seinen Nachbarn beschreibende Konkurrenzindizes, herleiten läßt. Das eigentliche Interesse besteht in der Abschätzung der Entwicklung ertragskundlicher Variablen, wie etwa Volumen, Grundfläche, Durchmesser etc. für nur eine Baumgeneration.

Zu diesem Zweck löst man einen Bestand mosaikartig in seine Einzelbäume auf und bildet die Wechselwirkungen bzw. deren Einfluß auf das Wachstumsverhalten für den jeweiligen Baum am Rechner oder in Form eines visualisierten Wachstumssimulationsprogrammes nach. Das Kernstück der Wachstumsprognose bilden Gleichungssysteme oder Module, die im

wesentlichen aus einem Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell und einem Mortalitätsmodell bestehen. Diese Module werden dann häufig von Submodulen, wie etwa einem Konkurrenzmodell oder einem Kronenmodell, gesteuert. Dabei werden nur Einzelbaumvariable bzw. aus diesen hergeleitete Werte für die Beschreibung der einzelnen Beziehungen herangezogen. Abbildung 1 zeigt ein klassisches Flußdiagramm, das in dieser oder ähnlicher Form in viele der heute bekannten Einzelbaumwachstumssimulatoren Eingang gefunden hat (Ek und Dudek 1980).

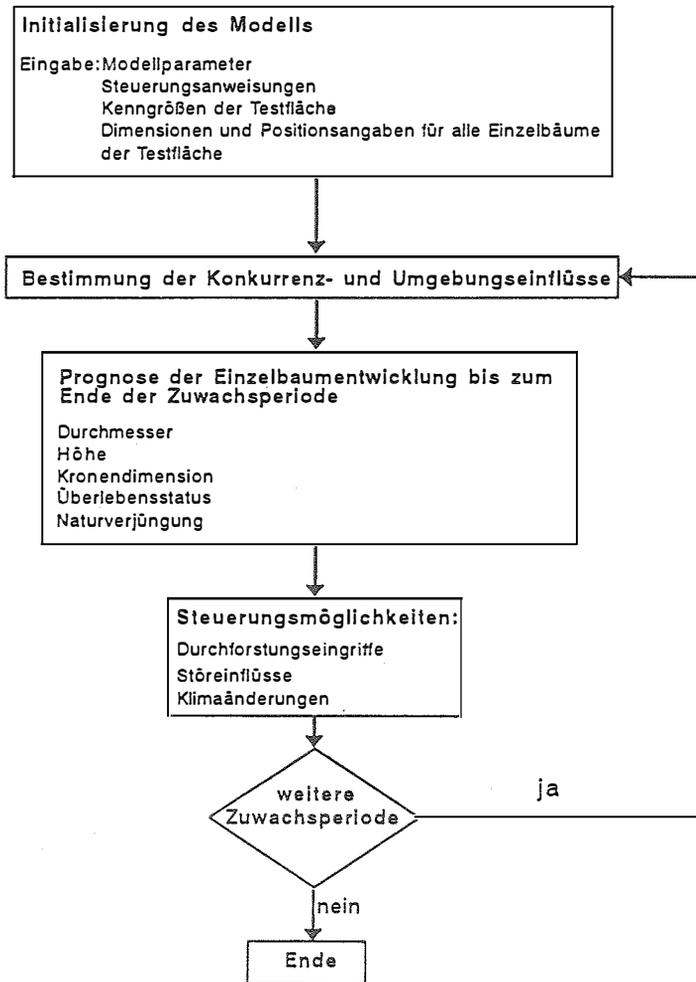


Abbildung 1: Beispiel eines Flußdiagrammes nach Ek und Dudek (1980), wie es in seiner Grundstruktur in viele der heute für forstliche Belange entwickelten Einzelbaummodelle Eingang gefunden hat.

Figure 1: Example of an algorithm following Ek and Dudek (1980), as it is used in several of the currently used single tree forest growth and yield models.

Aus diesem Ansatz entstanden Wachstumssimulatoren für Reinbestände von Mitchell (1967), Bella (1970), Arney (1972), Lee (1967) und Lin (1970), die im Gegensatz zur Ertragstafel die Bestandesveränderung aus der Summe der prognostizierten Einzelbaumveränderungen herleiten. Hat man diese erfaßt, so kann man jede beliebige Informationseinheit für eine Ergebnisinterpretation bilden.

Ek und Monserud (1974) und Monserud (1975) erweiterten diese Idee, indem sie einen Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige gemischte Bestände entwickelten. Damit hatte man nicht nur die Möglichkeit, unterschiedliche Behandlungsprogramme im gleichaltrigen Reinbestand zu studieren, sondern auch deren Auswirkungen bei unterschiedlichen Baumarten- und Altersmischungen. Eine derartige Flexibilität ist nach heutigem Wissensstand nur durch einen einzelbaumweisen Ansatz erreichbar.

Je nachdem, ob man bei der Beschreibung des Einzelbaumwachstums auf Koordinaten zurückgreifen kann oder nicht, unterscheidet man abstandsabhängige oder abstandsunabhängige Simulatoren (Munro 1974).

Für die praktische Umsetzung der einzelbaumorientierten Prognosetheorie sind abstandsunabhängige Modellansätze bzw. abstandsabhängige mit geeigneten Verteilungsinformationen im Bestand von Interesse. Als Musterbeispiel sei dazu das von Wykoff et al. (1982) entwickelte abstandsunabhängige STAND PROGNOSIS MODEL angeführt. Der Erfolg dieses heute in der amerikanischen Forstwirtschaft weit verbreiteten Managementmodells liegt in seiner Anwendbarkeit für ein weites Spektrum an Waldgesellschaften unterschiedlichster Baumartenzusammensetzung und verschiedenen Alters. Auf Grund der geringen Anzahl notwendiger Eingangsvariablen wird dieses Modell sowohl für die betrieblich übliche Hiebsatzplanung als auch für die Abschätzung der möglichen Werterlöse von Beständen herangezogen. Als Beispiel einer ganz konkreten Fragestellung sei die vor einigen Jahren heftig geführte Diskussion einer Einschlagserhöhung im Nordwesten der USA erwähnt. Damals wurde im Auftrag der Amerikanischen Regierung unter Präsident Bush für die Abschätzung möglicher Auswirkungen eine Szenarienstudie unter Mithilfe des STAND PROGNOSIS MODELS durchgeführt.

Abstandsabhängige Modelle wurden und werden deshalb entwickelt, weil man davon ausgehen kann, daß bei einer genauen Kenntnis der Baumverteilung wachstumsbeeinflussende Effekte besser erkennbar und damit darstellbar werden. Ein weiterer Vorteil besteht in der möglichen Visualisierbarkeit in Form von Simulationsprogrammen, weil der Standort jedes Einzelbaumes auf Grund der vorhandenen Koordinaten genau definiert ist. Gerade in der Phase des Methodenstudiums ist weniger die praktische Umsetzbarkeit eines konkreten Modells von Bedeutung, sondern vielmehr die Frage, welche Merkmale beschreiben das Wachstum, wie

können diese quantifiziert werden und welches Gewicht und damit welcher Sensibilität bzw. Genauigkeit unterliegen die einzelnen Eingangsvariablen. Erst im nächsten Schritt sollen die gefundenen Zusammenhänge verallgemeinert bzw. für praktische Zwecke adaptiert werden.

1.2.3. Europa und die Einzelbaumtheorie

Auf Grund des bisher Gesagten wird deutlich, daß wir für unsere mitteleuropäischen Wälder noch keine genauen Kenntnisse einer einzelbaumorientierten Wachstumssprognose haben. Es existieren deshalb auch noch keine auf die europäischen Baumarten und Standortverhältnisse abgestimmten Managementmodelle, die etwa mit dem STAND PROGNOSES MODEL von Wykoff et al. (1982) vergleichbar wären. Wir sind in Europa noch mitten in der Phase des Methodenstudiums, was nicht zuletzt auf Grund der rasch wechselnden Standorts- und Wuchsverhältnisse relativ kompliziert ist.

Ein weiteres Problem besteht in der Verfügbarkeit von geeigneten Daten für das vielfältige Spektrum unserer Mischbestände. Dabei sollten in der Datengrundlage vor allem die Extremsituationen gut dokumentiert sein, um somit alle möglichen biologischen Variationsmöglichkeiten für die Herleitung geeigneter Wachstumsbeziehungen zur Verfügung zu haben. Für das Studium einzelbaumorientierter Wachstumszusammenhänge ist nicht nur die Menge der Daten sondern auch deren Qualität von Bedeutung. Der entscheidende Sprung besteht ja nicht in der Ermittlung noch genauerer Abhängigkeiten, sondern in einer Dynamisierung einfach zu erhebender Baum- und Bestandesvariablen.

Die ersten methodischen Ansätze dieser Art wurden von Filla (1981), basierend auf dem von Monserud (1975) entwickelten Modell FOREST, erarbeitet. Somit verfolgt dieser Ansatz ein zweidimensionales Konkurrenzkonzept, das auf der potentiellen Einflußzone eines Solitärs, gemessen an dessen Kronendurchmesser, beruht. Diese Idee der Konkurrenzbeschreibung geht auf die Arbeiten von Krajicek et al. (1961) und Bella (1971) zurück. Auf dem gleichen Ansatz folgten Untersuchungen von Sterba (1983, 1989 und 1991) über den Durchmesser- und Höhenzuwachs in Fichten-Kiefern-mischbeständen. Diese Grundlagen fanden in weiterer Folge Eingang in das für Fichten-Kiefern-mischbestände konzipierte Wachstumssimulationsprogramm WASIM (Eckmüllner und Fleck 1989, Eckmüllner 1990 a und 1990 b).

Einen etwas anderen Ansatz verwendete Pretzsch (1992) in seinem an Buchen-Fichten-mischbeständen erarbeiteten Einzelbaumwachstumssimulator SILVA 1, indem er die strukturelle Verteilung ebenfalls mitberücksichtigt. Dieser dreidimensionale Konkurrenzansatz geht von einem potentiellen Kronenvolumen aus. Ein anderer wichtiger Punkt in diesem

Ansatz ist die Beschattung. Das Einzelbaumwachstum eines Solitärs wird als eingeschränkt betrachtet, wenn ein angenommener Lichtkegel von 60 Grad Öffnungswinkel über der Krone von den Nachbarn eingenommen wird.

Mit Beginn der achtziger Jahre begann man auch in Skandinavien einzelbaumorientierte Modellansätze zu erarbeiten. Als Beispiele seien die Arbeiten von Braathe (1980), Nystreöm und Gemmel (1988) und Tham (1989), die sich im allgemeinen mit Höhen- und Durchmesserzuwachsschätzungen in Fichtenbeständen beschäftigen, erwähnt.

In der hier vorliegenden Arbeit wird ein Konzept für einen Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige gemischte Fichten (*Picea abies* L. Karst) – Kiefern- (*Pinus sylvestris* L.) und Buchen (*Fagus sylvatica* L.) – Fichtenmischbestände auf Basis des statistischen Ansatzes vorgestellt. Ausgangsbasis bildet die für alle ertragskundlichen Ansätze übliche Annahme von der Konstanz des Standortes, ausgedrückt durch die einmal bestimmte Bonität. Man geht davon aus, daß nur ein individuelle Konkurrenzindex als Maß für die Konkurrenz um Licht, Wasser und Nährstoffe verwendet wird. Damit werden im gesamten Simulationsmodell keinerlei weitere aus den ökologisch orientierten Einzelbaummodellen bekannten Eingangsvariablen, wie etwa Wasser, Nährstoffe etc., für die Kalibrierung der Modellbeziehungen herangezogen. Die Modellflexibilität bezieht sich nur auf das Wachstum im Bestand selbst und nicht auf mögliche externe Wachstumseinflüsse. Einzig bei der Adaptierung der verwendeten Oberhöhenfunktionen wird in Form eines Korrekturfaktors unter anderem auch auf mögliche umweltbedingte Veränderungen im Wachstumsverhalten Rücksicht genommen.

2. AUSGANGSPUNKT der STUDIE

Grundlage für die weiteren Überlegungen sind die von Ek und Monserud (1974) und Monserud (1975) durchgeführten Arbeiten zur Entwicklung eines Einzelbaumwachstumssimulators für Hartlaubhölzer in Wisconsin, USA. Im Gegensatz zu Pretzsch (1992) wird ein zweidimensionaler Ansatz zur Beschreibung der nachbarschaftlichen Konkurrenz verwendet. Kronenablotungen, wie etwa für den dreidimensionalen Konkurrenzansatz im Modell SILVA 1 (Pretzsch 1992), sind nicht notwendig. Damit ist zu erwarten, daß die praktische Umsetzung auf Basis eines zweidimensionalen Konkurrenzansatzes wohl leichter durchführbar sein wird.

Weitere Grundlagen sind die von Filla (1981) gemachten Erfahrungen einer Parametrisierung von Einzelbaumwuchsmodellen über die bei Forstinventuren erhobenen Daten, die Eingang in das von Eckmüllner und Fleck (1989) für Fichten – Kiefern-mischbestände erstellten Wachstumssimulationsprogramm WASIM fanden.

2.1. Das Modell FOREST

Dieser von Ek und Monserud (1974) und Monserud (1975) entwickelte distanzabhängige Einzelbaumsimulator für ungleichaltrige gemischte Bestände basiert auf der Vorstellung, daß der tatsächliche Höhen- und Durchmesserzuwachs (observed increment = i_{obs}) von einem potentiellen Zuwachs (potential increment = i_{pot}) ausgehend, mittels zweier die konkurrenzbedingte Abnahme des Zuwachses beschreibender Reduktionsfaktoren, ermittelt werden kann.

Der erste Reduktionsfaktor, ausgedrückt durch die relative Kronenlänge (Crown Ratio = CR) und den Koeffizienten (b_6), wird als "Allometric Multiplier" bezeichnet und charakterisiert die Konkurrenzbedingungen, denen ein Baum in der Vergangenheit ausgesetzt war. Dabei ergibt sich das Crown Ratio (CR) als Quotient von Kronenlänge und Baumhöhe. Die zweite Reduktion erfolgt durch den "Overstocking Multiplier" (OVS) und stellt die Konkurrenzsituation eines Baumes für die kommende Wachstumsperiode dar. Sowohl die potentiellen Zuwächse als auch die potentiellen Einflußzonen von Bäumen für die Beschreibung der aktuellen Konkurrenzsituation werden aus den Wachstumskurven von Solitären, das heißt von freistehenden, ohne Konkurrenz erwachsenen Bäumen, hergeleitet.

$$i_{obs} = i_{pot} \cdot CR^{b_6} \cdot OVS \quad (1)$$

Der "Overstocking Multiplier" hängt nun wiederum vom Überlappungsindex am Beginn der kommenden Wachstumsperiode (Adjusted Competition Index = CIA) ab. Dieser Überlappungsindex wird unmittelbar nach erfolgter Kronenfreistellung ermittelt. Eine Kronenfreistellung kann erfolgen entweder auf Grund der natürlichen Mortalität in der letzten Wachstumsperiode oder weil im Zuge eines Nutzungseingriffes Bäume entnommen wurden.

$$\text{OVS} = (1 - e^{\frac{-1}{b_4 \cdot \text{CIA}}})^{b_5} \quad (2)$$

Der Überlappungsindex ist wie folgt definiert:

$$\text{CIA} = 1 + 0,1 \cdot \text{CI} \cdot (1 - b_1^{h+1}) \cdot (1 + b_2 \cdot \Delta \text{CI})^{-b_3} \quad (3)$$

OVS	Overstocking Multiplier
CIA	berichtigter Konkurrenzindex (Adjusted Competition Index)
CI	Konkurrenzindex (Competition Index) nach erfolgter Freistellung
ΔCI	Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. unmittelbar nach erfolgter Freistellung
h	Baumhöhe
b_1 - b_5	baumartenspezifische Koeffizienten

Für die Bestimmung der gegenwärtigen Konkurrenzsituation (Competition Index = CI) entwickelten Ek und Monserud (1974) einen eigenen Index. Dieser auf der Idee der Einflußzone eines Solitärs (Bella 1971) beruhende Ansatz geht davon aus, daß es zu einer wachstumshemmenden Konkurrenz kommt, wenn sich die Solitärschirmflächen zweier benachbarter Bäume überlappen. Um dem Umstand unterschiedlicher Soziologie bzw. Baumhöhe auf den Einfluß der Konkurrenz gerecht zu werden, gewichten Ek und Monserud (1974) die Überlappungszonen mit dem jeweiligen Solitärkronenradius und der Baumhöhe:

$$\text{CI}_i = \sum_{j=1}^n \left(\frac{O_{ij} \cdot S_j}{A_i \cdot S_i} \right) \quad (4)$$

CI	Konkurrenzindex (Competition Index) für einen Baum i
A_i	Einflußzone des Baumes i, definiert als die Kronenfläche eines Solitärs mit der gleichen Höhe
O_{ij}	Überlappungszone des Baumes i mit seinem Bedränger j
S_i, S_j	Gewichtung (Size), berechnet aus der Baumhöhe mal dem potentiellen Kronenradius eines Solitärs

Dieser Index wird in weiterer Folge um die von der Baumart abhängigen Schattentoleranz korrigiert. Diese Schattentoleranz ergibt sich aus der Baumhöhe (h) und der Differenz des

ermittelten Überlappungsindex (ΔCI) vor bzw. unmittelbar nach einer erfolgten Kronenfreistellung.

Für die Berechnung des Höhenzuwachses ist weiters noch ein sogenannter SHIFT Parameter eingebaut. Dieser soll in Abhängigkeit von der Baumhöhe (h), dem berichtigten Konkurrenzindex (CIA) und den Koeffizienten (b_7) und (b_8) das mögliche dichteunabhängige Wachstum junger Bestände und das ebenfalls mögliche größere Höhenwachstum geschlossener Altbeständen gegenüber einem Solitär berücksichtigen.

$$SHIFT = 1 - \left[b_7 \cdot (1 - b_8^{h+1}) \right]^{CIA} \quad (5)$$

Insgesamt enthält das von Monserud (1975) vorgestellte Höhenzuwachsmo­dell 8 und das Durchmesserzuwachsmo­dell 6 baumartenspezifische Koeffizienten.

Betrachtet man die gewählte Vorgangsweise, so fällt die relativ hohe Anzahl an Koeffizienten auf, die damit für sich nur sehr schwer interpretierbar werden. Wichtig zu betonen ist, und das erschwert die Koeffizienteninterpretation zusätzlich, daß Monserud (1975) in seinen Schätzungen auch sogenannte "bounds" eingeführt hat. Es handelt sich um Grenzen, die Koeffizienten gewisse Bereiche der Schätzvariation zuordnen, damit keine biologisch unsinnigen Ergebnisse möglich sind. Beispielsweise ist der Koeffizient (b_4) an ein Schätzintervall zwischen 0,1 und 0,2 gebunden, um die Schätzung des Koeffizienten (b_5) zu ermöglichen.

Eine andere nicht ganz logische Vorgangsweise ergibt sich auf Grund der aus unterschiedlichen Periodenlängen stammenden Aufnahmedaten und deren Einfluß auf die Freistellungsvariable (ΔCI). Monserud (1975) geht davon aus, daß damit kurzfristige Anpassungseffekte im Wachstum, sei es eine Wuchsbeschleunigung oder Wuchsverzögerung, gegenüber einem Baum, der diese nunmehr günstigeren Konkurrenzbedingungen schon in der Vergangenheit hatte, dargestellt werden können. Verwendet man aber Daten aus unterschiedlich langen Beobachtungsperioden, so müssen diese Einflüsse naturgemäß mit zunehmender Periodenlänge abnehmen. Es müßte also ähnlich wie in seinem erarbeiteten Mortalitätsmodell [siehe Gleichung (7)] der Faktor "Zeit" als Erklärung der abnehmenden Wirkung der Freistellungsvariablen (ΔCI) in irgendeiner Form mitberücksichtigt sein, da – im Gegensatz zu einheitlichen Periodenlängen – die Zeit nicht als Konstante angesehen werden darf.

Für die Ermittlung der zukünftigen Kronenlänge wird das von Ek (1974) vorgestellte Modell zur Berechnung der Kronenansatzhöhe (Height to the base of the Live Crown = HLC) mit den Eingangsgrößen Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe verwendet.

$$\text{HLC} = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} (d + b_2)^{b_3})} \quad (6)$$

HLC	Kronenansatzhöhe (Height to the base of the Live Crown)
h	Baumhöhe
d	Brusthöhendurchmesser
b_0 - b_3	baumartenspezifische Koeffizienten

Es handelt sich dabei um ein statisches Modell, da der zu schätzende Kronenansatz am Ende einer Beobachtungsperiode über die für diesen Zeitpunkt geschätzten Eingangswerte Baumhöhe und Brusthöhendurchmesser ermittelt wird. Damit hängt die Genauigkeit des geschätzten Kronenansatzes in erster Linie vom Restfehler der errechneten Höhen- und Durchmesserzuwächse ab.

Das Mortalitätsmodell als letztes wichtiges Element im Simulator FOREST ist eine generalisierte logistische Funktion, die aus den Eingangsvariablen Länge der Wachstumsperiode (Length of the Growing Period = LGP), geschätzter Brusthöhendurchmesser am Ende der Wachstumsperiode (d), geschätzter Brusthöhendurchmesserkzuwachs in der Wachstumsperiode (diameter increment = din), dem Konkurrenzindex (CI) am Beginn der Wachstumsperiode und vier Koeffizienten (a_0 bis a_3) besteht.

$$F_{(\text{tot, lebend})} = (1 + e^{-(a_0 + a_1 \cdot d + a_2 \cdot \text{din} + a_3 \cdot \text{CI})})^{-\text{LGP}} \quad (7)$$

Abschließend sei noch auf eine Besonderheit in der Datengrundlage hingewiesen. Für die Herleitung dieser Beziehungen standen permanente Probeflächen mit Wiederholungsmessungen nach unterschiedlicher Periodenlänge zur Verfügung, von denen nur die Brusthöhendurchmesser jedesmal tatsächlich gemessen wurden. Die zur Parametrisierung notwendigen Einzelbaumhöhen stammten aus Höhenkurven, die nach dem von Richards (1959) vorgestellten Funktionstyp hergeleitet wurden. Die fehlenden Kronenansätze ergaben sich aus Gleichung (6).

Bei einer derartigen Vorgangsweise kann man zumindest nicht ausschließen, daß es zu einer systematischen Beeinflussung der heuristisch geschätzten Einzelbaumdaten kommt. So wäre etwa denkbar, daß dadurch gewisse Zusammenhänge nicht mehr erfaßbar sind oder aber erst auf Grund der Datenherleitung tatsächlich signifikant in das Modell eingehen, weil die bekannten Streuungen von Einzelbaumhöhen um eine ausgeglichene Höhenkurve (ca. +/- 2,5 m) und vor allem auch die zumindest ähnlich hohen Streuungen der Kronenansätze um eine ermittelte Ausgleichsfunktion zur Gänze unberücksichtigt bleiben.

Das könnte beispielsweise eine Erklärung für die notwendige Einführung von "bounds", die relativ hohe Anzahl an Eingangsvariablen und vor allem für die überraschend hohen Bestimmtheitsmaße (0,56 bis 0,85) in den von Monserud (1975) gefundenen Höhen- und Durchmesserzuwachsbeziehungen sein. Eine Studie, die sich zum Ziel setzt, methodische Zusammenhänge wachstumsbeeinflussender Variablen zu finden und quantifizierbar zu machen, sollte sich ihre Eingangswerte nicht selbst erzeugen. Damit besteht die Gefahr, daß der gesamte Wachstumsprozeß von einigen wenigen, wirklich unabhängigen Eingangsvariablen, wie etwa dem jedesmal gemessenen Brusthöhendurchmesser und dem Bestandesalter, gesteuert wird.

2.2. Das Wachstumssimulationsprogramm WASIM

Basierend auf den Ergebnissen von Monserud (1975), versuchte Filla (1981) einen Einzelbaumwachstumssimulator für gemischte Fichten-Kiefernbestände aus einmal erhobenen Daten zu parametrisieren. Damit greift Filla (1981) im Gegensatz zu Monserud (1975) nicht auf Wiederholungsmessungen von permanenten Probeflächen zurück. Seine Datengrundlage bildeten Ergebnisse aus Forstinventuren, ergänzt durch aus der Literatur bekannter Wachstumsgesetzmäßigkeiten. Die Idee eines derartigen Parametrisierungsansatzes war durchaus vielversprechend, doch konnte dieser Modellansatz erst durch das von Eckmüller und Fleck (1989) erarbeitete Computerprogramm WASIM auf seine biologische Sinnhaftigkeit überprüft werden.

Nachdem für die Herleitung der potentiellen Höhen- und Durchmesserzuwächse keine geeigneten Solitärdaten zur Verfügung gestanden waren, verwendete Filla (1981) für die Berechnung der potentiellen Höhenzuwächse die Oberhöhenverläufe der empfohlenen Ertragstafel für Fichte und Kiefer von Marschall (1975). Der potentielle Durchmesserzuwachs ergab sich aus der Differenz der mittels der von Sterba (1975) erweiterten Competition Density Rule (CD - Regel) (Kira et al. 1953) ermittelten Solitardurchmesser in Abhängigkeit von der Baumhöhe am Beginn bzw. der Baumhöhe addiert um den ermittelten potentiellen Höhenzuwachs für das Ende der Wachstumsperiode.

Sinnvollerweise geht man somit davon aus, daß das Höhenwachstum von Solitären und damit der potentielle Höhenzuwachs von Einzelbäumen durch den Verlauf der Bestandesoberhöhe herleitbar ist. Verwendet man aber so wie Filla (1981) Oberhöhenverläufe bekannter Ertragstafeln, so sind diese unbedingt vorher auf ihre Tauglichkeit zu überprüfen. Filla (1981) Problem bestand darin, daß er im Grunde nie den tatsächlichen Oberhöhenwachstumsgang eines Bestandes im Vergleich zum Oberhöhenverlauf der verwendeten Ertragstafel überprüft

hatte. Lokal mögliche Abweichungen in der Oberhöhenentwicklung müssen somit zu unrichtigen Ergebnissen führen.

Nimmt man beispielsweise an, daß ein konkreter Bestand einen steileren Oberhöhenverlauf als jenen der regional empfohlenen Ertragstafel hätte, so kann ein aktueller Höhenzuwachs in einer Wachstumsperiode größer werden als der aus der Oberhöhenfunktion ermittelte potentielle. Dies wirkt sich mit zunehmendem Alter der Bestände fatal aus, da mit einem häufigeren Auftreten derartiger Fälle zu rechnen ist. Bedenkt man nun, daß die Oberhöhenentwicklung auf Grund des Fehlens von geeigneten Solitärdaten auch für die Bestimmung des potentiellen Durchmesserzuwachses herangezogen wurde, so wird die Bedeutung dieser Frage offensichtlich. Zwar wurden die Koeffizienten der für die Bestimmung der potentiellen Durchmesserzuwächse zur Anwendung gelangenden CD – Regel aus lokalen Daten ermittelt, doch ergibt eine zu geringe potentielle Höhenberechnung auch zu geringe potentielle Durchmesserzuwächse.

Messungen von aktuellen Höhen- und Durchmesserzuwächsen wurden nicht verwendet. Die eigentlichen Höhen- und Durchmesserzuwachsbeziehungen erarbeitete Filla (1981) durch iteratives Vorgehen am Beispiel sehr aufgelichteter bzw. besonders dichter Flächen. Ausgehend von aus der Ertragstafel bekannten Zuwächsen, die mit Zuwachsreduktionsfaktoren (Assmann und Franz 1963) entsprechend korrigiert wurden, erfolgte die Herleitung des Allometric Multipliers und des Overstocking Multipliers mit ihren jeweiligen Koeffizienten für das Höhen- und Durchmesserzuwachsmo­dell.

Die Kronenradien der Solitäre, die für die Berechnung der Konkurrenzindizes vor bzw. nach erfolgter Freistellung notwendig sind, ergaben sich aus Durchmesser – Kronenradienbeziehungen von 12 vorherrschenden Fichten bzw. 19 Kiefern mit einem Kronenanteil von über 70 %. Damit war die Berechnung des Overstocking Multiplier als Ausdruck für die gegenwärtige Konkurrenzsituation des Baumes möglich.

Für die im Höhenmodell von Monserud (1975) vorgesehene unterschiedliche Schattentoleranz von Bäumen verwendet Filla (1981) die Ergebnisse von Mayer (1977) und berechnet daraus einen um 42 % geringeren Lichtbedarf für die Fichte gegenüber der Kiefer. Der mögliche Wuchsbeschleunigungseffekt wird aus den Ergebnissen von Abetz (1977) hergeleitet, der von einer geringeren Grundflächenzuwachsabnahme als es der Eingriffstärke entsprechen würde, berichtet. Der Höhenzuwachs dagegen nimmt nach Freistellung relativ stark ab.

Ein Kronenmodell für die notwendige Abschätzung der zukünftigen Kronenlänge hat Filla (1981) nicht veröffentlicht.

Das Mortalitätsmodell leitet Filla (1981) aus Überlegungen von Daniel und Sterba (1980) über die Entwicklung einer maximalen Stammzahlhaltung in Abhängigkeit vom ermittelten SDI_{max} ab, mit dem Ergebnis, daß die Überlebenswahrscheinlichkeit eines Baumes von einem minimalen jährlichen Durchmesserzuwachs abhängt. Sowohl für die Fichte als auch für die Kiefer beträgt dieser Mindstdurchmesserzuwachs 1/100 mm pro Jahr. Wird dieser Schwellenwert unterschritten, sterben die Bäume.

Basierend auf diesen Ergebnissen, haben Eckmüller und Fleck (1989) das Computerprogramm WASIM erarbeitet, mit dem erstmals eine Überprüfung der von Filla (1981) vorgestellten Wachstumsbeziehungen für Fichten-Kiefern-mischbestände möglich war. Der große Vorteil dieses Programmes ist eine wesentlich benutzerfreundlichere Handhabung als sie etwa der Originalversion des Simulators FOREST entsprach und einer interaktiven Zugriffsmöglichkeit für den Benutzer. Man hatte somit erstmals die Möglichkeit, verschiedene Behandlungsvarianten am Bildschirm durchzuführen und ihre Wirkung auf das weitere Bestandeswachstum darstellbar zu machen.

Damit nun das Computerprogramm WASIM auch biologisch vernünftig erklärbare Werte lieferte, mußten von Eckmüller und Fleck (1989) einige wesentliche Abänderungen bzw. Ergänzungen zu dem von Filla (1981) vorgestellten Konzept vorgenommen werden.

Eine wichtige Abänderung war die Verwendung einer wesentlich steileren Oberhöhenkurve als es jener der für diese Region von Marschall (1975) empfohlenen Ertragstafel entsprach. Damit hatte man weitgehend den Fehlereinfluß für die potentiellen Höhen- und Durchmesserzuwachsbestimmungen im Griff, wenngleich eine genaue Quantifizierung der eigentlichen Abweichung im Oberhöhenverlauf dadurch nicht möglich war.

Die wichtigste Ergänzung war der Einbau bzw. die Erarbeitung eines Kronenmodells:

$$\Delta HLC = a_0 + a_1 \cdot h + a_2 \cdot HLC + a_3 \cdot \Delta H/D \quad (8)$$

ΔHLC	Kronenansatzveränderung
h	Baumhöhe
HLC	Ausgangskronenansatz
$\Delta H/D$	H/D Wertveränderung, berechnet aus der Differenz des H/D Wertes am Ende bzw. am Beginn der Beobachtungsperiode
a_0 - a_3	baumartenspezifische Koeffizienten

Damit wird, anders als im Modell von Monserud (1975), ein zumindest im Ansatz dynamisches Kronenveränderungsmodell verwendet, indem neben dem Ausgangskronenansatz und der Ausgangshöhe auch die H/D-Wertveränderung in die Berechnung eingeht. Gerade daraus ergibt sich aber wieder eines der grundlegenden Probleme

im Simulationsablauf. Eine Verwendung von in der Wachstumsperiode geschätzten Daten für die Schätzung anderer Abhängigkeiten ist im Prinzip keine unabhängige Variablenverwendung.

Das grundsätzliche Konzept für die Ermittlung, ob ein Baum in einer Periode stirbt oder nicht, besteht im bereits von Filla (1981) vorgestellten Mortalitätsmodell auf Basis eines Schwellenwertes. Beträgt der Zuwachs eines Baumes weniger als 1/100 mm pro Jahr, so wird über einen gleichverteilten Zufallsgenerator bestimmt, ob der Baum überlebt oder stirbt. Zusätzlich dazu sind einige Randbedingungen, wie etwa das Unterschreiten eines bestimmten Kronenprozentes für das Auftreten eines Durchmesserzuwachses von Null, eingeführt. Das Problem ergibt sich aber bei der Auswahl der tatsächlich abgestorbenen Bäume. Grundsätzlich können nur Bäume sterben, die unter dem definierten Schwellenwert liegen, weil nur diese Eingang in den für die Auswahl der Sterblichkeit entscheidenden Zufallsgenerator finden. Zwar können, gesteuert über einen gleichverteilten Zufallsgenerator und die Reststreuung für die Ermittlung des Schwellenwertes, auch Bäume mit höheren jährlichen Zuwachswerten im Auswahlmodus für die Sterblichkeit Eingang finden, doch prinzipiell basiert die Bestimmung der individuellen Mortalität auf dem vorher definierten Grenzwert und nicht auf mortalitätsbeschreibenden Variablen.

Weiters bauten Eckmüller und Fleck (1989) einen Schneebruchsimulator in das Programm WASIM ein. Dieser Schneebruchsimulator wurde von Schön (1982) und Sterba (1985) an Fichtenbeständen erarbeitet und schätzt für einen Baum seine Schneebruchwahrscheinlichkeit (p) in Abhängigkeit vom H/D Wert:

$$p = 1 - \exp^{-(a_0 \cdot H/D)^{a1}} \quad (9)$$

Die so ermittelte Wahrscheinlichkeit wird mit einem gleichverteilten Zufallsgenerator verglichen. Ist die ermittelte Wahrscheinlichkeit größer als die Zufallszahl, so bricht der Baum. Als nächstes wird von jenen Bäumen, die brechen, die Bruchhöhe (BH) als Funktion des H/D Wertes und der Baumhöhe (h) ermittelt:

$$BH = h \cdot \exp^{-(a_0 \cdot H/D)} \quad (10)$$

Nach einer Korrektur der so ermittelten Bruchhöhe mittels der Reststreuung multipliziert mit einer normalverteilten Zufallszahl wird die Bruchhöhe mit der Kronenansatzhöhe des Baumes verglichen. Ist die Bruchhöhe kleiner als die Kronenansatzhöhe, so ist der Baum tot, da keine Krone mehr vorhanden ist. Die Auftrittswahrscheinlichkeit für einen Schneebruchfall wird über einen gleichverteilten Zufallsgenerator gesteuert. Somit war es möglich, das Schneebruchrisiko abzuschätzen und in den Simulationsablauf einzubauen. Die gefundenen

Beziehungen werden auch für die Abschätzung des Schneebruchrisikos von Kiefern herangezogen.

Der Nachteil dieses Ansatzes besteht darin, daß der Schneebruchsimulator nur zur Beschreibung der Mortalität verwendet wird. Es fehlt somit der Einfluß des Schneebruches auf das Zuwachsverhalten eines Baumes, da man ja davon ausgehen muß, daß ein Baum mit einer geringeren Krone auch weniger Zuwachs leistet (Reh 1989).

3. ZIELSETZUNG

Gestützt auf Datenmaterial, das aus ungleichaltrigen Dauerversuchsflächen mit Fichten-Kiefern- bzw. Buchen-Fichtenmischbeständen verschiedener Dichte zur Verfügung steht, soll ein distanzabhängiger Einzelbaumwachstumssimulator parametrisiert werden. Zu diesem Zweck soll der Simulator FOREST (Monserud 1975) als Grundvorlage dienen und entsprechend adaptiert bzw. verbessert werden.

Im weiteren soll ein geeignetes Kronenveränderungsmodell und Mortalitätsmodell für diese Baumarten und Mischungstypen entwickelt werden. Dabei ist insbesondere darauf zu achten, daß alle biologisch möglichen Fälle im Modell mitberücksichtigt werden.

Für die Auswahl der wachstumsbeeinflussenden Faktoren sollen nur solche Variablen bzw. aus diesen abgeleitete verwendet werden, die auch tatsächlich auf den Probeflächen erhoben wurden. Dies gilt insbesondere für die Beschreibung der Mortalität. Im einzelnen sind das die Koordinaten (x , y), der Brusthöhendurchmesser (d), die Baumhöhe (h) und die Kronenansatzhöhe (HLC). Im Gegensatz zu den Arbeiten von Monserud (1975) oder Pretzsch (1992) sollen somit keine über Durchmesser- oder Höhenkurven ausgeglichene bzw. hergeleiteten Einzelbaumwerte verwendet werden.

Nach Abschluß der Koeffizientenschätzungen sollen die ermittelten Funktionsschemata in ein Simulationsprogramm eingebaut werden, damit eine Validierung des gesamten Modellablaufes am Beispiel einiger Bestände durchgeführt werden kann.

4. MODELLENTWICKLUNG

4.1. Das Höhenzuwachsmodell

Um mögliche Korrelationen zwischen beobachteten (ih_{obs}) und potentiellen Höhenzuwächsen (ih_{pot}) innerhalb einer Beobachtungsperiode zu vermeiden, wird der relative Höhenzuwachs eines Baumes, definiert als das Verhältnis von aktuellem zu potentielltem Zuwachs, im Modell verwendet.

$$\frac{ih_{\text{obs}}}{ih_{\text{pot}}} = \text{OVS} \cdot \text{CR}^{b_6} \cdot \text{SHIFT} \quad (11)$$

Das Modell beinhaltet den Überlappungsfaktor (OVS) wie er in Gleichung (2) definiert ist, das Kronenverhältnis (CR) und den SHIFT Parameter [Gleichung (5)].

Da für die Herleitung des potentiellen Höhenzuwachses keine geeigneten Solitärdaten vorlagen und man sinnvollerweise den potentiellen Höhenzuwachs auch durch die Oberhöhenverläufe bekannter Ertragstafeln erklären kann, werden aus den Oberhöhenfunktionen der Ertragstafel die potentiellen Höhenzuwächse ermittelt. Durch Umkehrung der in den jeweiligen Ertragstafeln verwendeten Oberhöhenfunktionen wird jedem Baum in Abhängigkeit von seiner aktuellen Höhe und der für die Probestfläche bestimmten Bonität jenes Alter zugeordnet, das er hätte, wenn er als Oberhöhenbaum erwachsen wäre (Monserud 1975). Damit wird auch eine vom mittleren Bestandesalter unabhängige Altersangabe gewährleistet.

Addiert man zu diesem ideellen Alter die Länge der Wachstumsperiode und setzt das somit bestimmte neue ideelle Alter in die Oberhöhenfunktion ein, so erhält man die zukünftige Höhe eines als Solitär erwachsenen Baumes. Die Höhendifferenz zwischen den beiden Zeitpunkten wird als potentieller Höhenzuwachs für diese Wachstumsperiode betrachtet.

Oberhöhenfunktionen repräsentieren generell den durchschnittlichen Höhenzuwachs von vorherrschenden Bäumen einer größeren Region. Um nun mögliche lokale Abweichungen im Oberhöhenverlauf mit all den daraus entstehenden Folgeproblemen [siehe WASIM, bzw. Filla (1981)] berücksichtigen zu können, wurde für die genaue Bestimmung des potentiellen Höhenzuwachses ein Korrekturfaktor (q) entwickelt. Dieser resultiert aus dem Verhältnis zwischen tatsächlich beobachteten Höhenzuwächsen vorherrschender Bäume (ih_{obs}) und dem aus der Oberhöhenfunktion der verwendeten Ertragstafel ermittelten Höhenzuwachs (ih_{ET}).

$$q = \frac{ih_{\text{obs}}}{ih_{\text{ET}}} \quad (12)$$

Damit ist es möglich, Abweichungen zwischen dem aus der Ertragstafel bekannten und dem vor Ort ermittelten Oberhöhenverlauf zu quantifizieren, indem ein auf die Probefläche, Beobachtungsperiode und Baumart bezogener Korrekturfaktor bestimmt wird.

Weiters kann man davon ausgehen, daß dieser Korrekturfaktor auch mögliche Umwelteinflüsse und deren Auswirkungen auf den Höhenzuwachs beinhaltet bzw. könnte der Einbau eines derartigen Korrekturfaktors ein Ansatz für die Testung möglicher externer, etwa klimabedingter Änderungen auf das Wachstumsverhalten der Bäume sein. So konnte Sterba (1993) zeigen, daß gerade auf den in dieser Studie verwendeten Fichten–Kiefern Versuchsflächen die deutliche Höhenzuwachs Zunahme der letzten Jahre gegenüber der lokal gültigen Ertragstafel zumindest zum Teil auf geänderte Umwelteinflüsse zurückzuführen ist.

Sind die q – Werte bestimmt, kann getestet werden, ob signifikante Beziehungen zwischen dem ermittelten Korrekturfaktor und allgemeinen Bestandesdaten existieren.

Für die Fichten–Kiefern-mischbestände standen 51 Stammanalysen von vorherrschenden Fichten und 50 von vorherrschenden Kiefern aus dem Jahre 1992 zur Verfügung. Dabei ergab sich sowohl für die Fichte als auch für die Kiefer ein wesentlich steilerer Oberhöhenverlauf als es der für diese Region empfohlenen Ertragstafel Fichte – Weitra und Kiefer – Litschau nach Marschall (1975) entsprechen würde.

Die bonitätsabhängigen Oberhöhenverläufe der Kiefer würden der Ertragstafel für Kiefer – Litschau (Marschall 1975) entnommen und für die Ermittlung der q – Werte herangezogen.

Für die Fichte wurden die gewonnenen Stammanalysen mit den Oberhöhenverläufen anderer Ertragstafeln verglichen. Dabei stellte sich heraus, daß der Oberhöhenfächer der Ertragstafel für Fichte – Hochgebirge (Marschall 1975) noch am ehesten der tatsächlichen Oberhöhenentwicklung der auf den Probeflächen stockenden Fichten entspricht. Dieser Oberhöhenfächer bildet somit die Grundlage für die Berechnung der für die Ermittlung des q – Wertes notwendigen Höhenzuwächse aus der Ertragstafel.

Insgesamt waren die Oberhöhenverläufe wesentlich steiler als angenommen, was auch die von Ofner (1987) und Guttenberg (1896) gefundenen Ergebnisse bestätigen. Besonders die Arbeit von Guttenberg weist bereits im Jahre 1896 darauf hin, daß in dieser Region zwei Wachstumsgebiete für die Fichte unterschieden werden können. In seinen an 73

Stammanalysen durchgeführten Untersuchungen über den Höhenzuwachs an Fichtenoberhöhenbäumen unterscheidet Guttenberg (1896) in einen sogenannten "Gebirgsstandort" mit einer sehr raschen Oberhöhenentwicklung in der Jugend und einem starken Nachlassen im Alter und einen "ebenen Forst", der sich durch einen sehr gestreckten Oberhöhenverlauf (geringerer Oberhöhenzuwachs in der Jugend, aber länger anhaltend) charakterisieren läßt.

Betrachtet man die Herleitung der lokal gültigen Ertragstafel Fichte – Weitra von Marschall (1975), so stammt diese zwar ebenfalls aus Stammanalysen, doch unterscheidet Marschall nicht in die bereits von Guttenberg (1896) vorgeschlagenen Wachstumsgebiete (Marschall 1976). Damit dürfte es sich also um eine Mischung aus beiden Fichtentypen handeln, was die vergleichsweise gekrümmten Oberhöhenverläufe der Ertragstafel Fichte – Weitra (Marschall 1975) erklären würde.

Bedenkt man, daß die zur Parametrisierung verwendeten Fichten–Kiefernprobestflächen in flachem Gelände eingerichtet wurden und somit dem Wachstumsgebiet "ebener Forst" (Guttenberg 1896) entsprechen, so wird der deutliche Unterschied in der Oberhöhenentwicklung zur lokal empfohlenen Ertragstafel Fichte – Weitra offensichtlich.

Für die Buchen–Fichtenmischbestände wurde der Korrekturfaktor aus den Daten selbst ermittelt, da keine Stammanalysen zur Verfügung standen. An Hand der als vorherrschend bekannten Bäume und hier wiederum nur jene, die über alle 5 Beobachtungsperioden Höhenangaben aufwiesen, wurde die Korrekturfaktorberechnung durchgeführt. Insgesamt standen 40 vorherrschende Buchen– und 39 Fichtenhöhenverläufe zur Verfügung. Als Basis für die Höhenzuwächse aus dem Oberhöhenfächer wurde für die Buche die Ertragstafel von Kennel (1972) und für die Fichte jene von Assmann und Franz (1963) verwendet.

Dabei sei erwähnt, daß die Fichten– und Kieferntragstafel von Marschall (1975) die Bonität als Ertragsklasse im Sinne einer sogenannten dgz_{100} Bonität (= durchschnittlich jährlicher Gesamtwuchs in Vorratsfestmeter Derbholz pro Hektar bis zum Alter von 100 Jahren) ausdrückt, während die Buchenertragstafel von Kennel (1972) und die Fichtenertragstafel von Assmann und Franz (1963) eine Oberhöhenbonität (= Site Index) in Form der erreichten Höhe im Alter 100 angeben.

Nachdem für jeden einzelnen Oberhöhenbaum und jede einzelne Periode die Korrekturfaktoren bestimmt worden waren, wurden deren Abhängigkeiten von Bestandesdaten mittels folgender Beziehung getestet:

$$q = a_0 + a_1 \cdot A + a_2 \cdot OH + a_3 \cdot B + a_4 \cdot (A \cdot B) + a_5 \cdot (A \cdot OH) + a_6 \cdot (B \cdot OH) \quad (13)$$

- q Korrekturfaktor je Baum und Periode
 A Baumalter am Beginn der Wachstumsperiode
 OH Höhe des Oberhöhenbaumes
 B Bonität im Sinne des dgz₁₀₀ im Mischungstyp Fichte–Kiefer bzw.
 im Sinne einer Oberhöhenbonität für Buche–Fichte
 a₀–a₆ baumartenspezifische Koeffizienten

Die Ergebnisse sind getrennt nach Baumarten und Mischungstyp in Tabelle 1 dargestellt.

Tabelle 1: Ergebnisse der mit Gleichung (13) geschätzten Koeffizienten zur Bestimmung der Beziehungen zwischen dem Korrekturfaktor (q), dem Baumalter am Beginn der Wachstumsperiode (A), der Höhe des Oberhöhenbaumes (OH), der für jede Probestfläche ermittelten Bonität (B) und den jeweiligen Wechselwirkungen. Die dargestellten Eingangsvariablen sind mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant für die Beziehung.

Table 1: Estimated coefficients of equation (13) for determining the relationships between the correction factor (q), the tree age at the beginning of a growing period (A), the height of a dominant tree (OH), the Site Index of each plot (B) and the belonging interactions. All coefficients are significant at a 5 % probability level.

geschätzte Koeffizienten	Mischungstyp			
	Fichte–Kiefer		Buche–Fichte	
	Fichte	Kiefer	Buche	Fichte
a ₀	2,7012	3,1550	1,0469	0,5395
a ₁	0,0128	-	0,0247	0,0107
a ₂	-0,1115	-0,2172	-	-
a ₃	0,1489	-	-	-
a ₄	-	-0,0058	-	-
a ₅	-	0,0025	-	-
a ₆	0,0076	0,0120	-	-
N	51	50	40	39
R	0,54	0,83	0,36	0,27

- N Anzahl der verfügbaren Oberhöhenwerte
 R Korrelationskoeffizient

Mit den in Tabelle 1 ersichtlichen Koeffizienten kann somit in Abhängigkeit vom Mischungstyp für jede Baumart, Probestfläche und Beobachtungsperiode ein eigener Korrekturfaktor bestimmt werden. Multipliziert man den aus dem Oberhöhenverlauf der Ertragstafel ermittelten Höhenzuwachs mit dem entsprechenden Korrekturfaktor, so ergibt sich der berichtigte potentielle Höhenzuwachs aus der Oberhöhenfunktion des Bestandes.

Während für die Bestimmung des Oberhöhenzuwachses der Ertragstafel im Buchen-Fichtenmischungstyp die verwendeten Oberhöhenbeziehungen für die Buche von Kennel (1972) und für die Fichte von Assmann und Franz (1963) ohne Probleme für die Berechnung des ideellen Alters umkehrbar waren, mußten die Oberhöhenverläufe der Ertragstafel von Marschall (1975) für Fichte und Kiefer neu parametrisiert werden, um eine Umkehrung zu ermöglichen.

In Marschalls (1975) Ertragstafel wurden die Oberhöhenverläufe nach dem von Richards (1959) vorgestelltem Funktionsschema mit Daten aus Wuchsreihen bestimmt. Damit hatten sie in ihrer ursprünglichen Form keine ganzzahligen Absolutbonitäten. Um doch auf ganzzahlige Absolutbonitäten zu kommen, haben Marschall und Sterba (1975) die Koeffizienten der Oberhöhenfunktion in Abhängigkeit von der dgz_{100} Bonität der Wuchsreihe dargestellt, um somit ungefähr eine ganzzahlige Ertragsklasse einsetzen zu können. Die für diese, nun ganzzahligen Absolutbonität neu berechneten Koeffizienten der Oberhöhenfunktionen ergaben aber nicht exakt die ganzzahligen dgz_{100} Bonitäten. Dies war auf Grund der vorhandenen Streuung in den einzelnen Wuchsreihen nicht weiter überraschend. Für die Bestimmung der gewünschten ganzzahligen Ertragsklassen haben Marschall und Sterba (1975) jenen dgz_{100} ausgerechnet, der für die Herleitung ganzzahliger Werte einzusetzen ist. Es handelt sich dabei um eine Art "Korrekturfaktor" zur bereits vorhandenen Oberhöhenfunktion.

Somit erhält man zwar ganzzahlige dgz_{100} Bonitäten, aber eine Umkehrung der verwendeten Oberhöhenfunktion für die Herleitung des notwendigen ideellen Alters ist nicht mehr möglich. Um diese zu ermöglichen, erfolgte eine Neuberechnung der Oberhöhenbeziehungen für die verwendete Fichten und Kieferntragstafel im Mischungstyp Fichte-Kiefer. Als Ausgangsdaten dienten dafür die aus der Ertragstafel entnommenen Oberhöhen für Fichte und Kiefer. Für die Berechnung wurde das Modell von Richards (1959) um die für die Ermittlung des Korrekturfaktors notwendigen Beziehungen erweitert (Marschall und Sterba 1975). Die Oberhöhenfunktion für die Fichte hat daher die Form

$$OH = (a_0 + a_1B + a_2B^2) \cdot (1 - e^{-(a_3 + a_4B + a_5B^2) \cdot A})^{\left(\frac{1}{1 - (a_6 + a_7B + a_8B^2)}\right)} \quad (14)$$

bzw. für die Kiefer:

$$OH = (a_0 + a_1 B) \cdot \left(1 - e^{-\left(\frac{a_3}{a_0 + a_1 B} + a_4\right) \cdot A}\right) \left(\frac{1}{1 - (a_6 + a_7 B)}\right) \quad (15)$$

OH Bestandesoberhöhe
 B Absolutbonität im Sinne des dgz₁₀₀
 A Bestandesalter
 a₀-a₈ geschätzte Koeffizienten

In Tabelle 2 sind die geschätzten Koeffizienten für die Gleichungen (14) und (15) dargestellt. Die ermittelten Bestimmtheitsmaße liegen erwartungsgemäß bei 1, da es im Grunde nur darum ging, bereits mehrfach ausgeglichene Oberhöhenentwicklungen ohne die von Marschall und Sterba (1975) erarbeiteten Korrekturfunktionen herleiten zu können.

Tabelle 2: Ergebnisse der mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten für die in Gleichung (14) und (15) dargestellten Oberhöhenfunktionen für Fichte bzw. Kiefer. Als Ausgangsdaten dienen die in Abhängigkeit von Bonität und Bestandesalter bekannten Ertragsstafelwerte.

Table 2: Estimated coefficients of the nonlinear regression runs using equation (14) and (15) for predicting the top height development of Norway spruce and Scots pine. The data to be used are the known yield table values depending on site index and stand age.

geschätzte Koeffizienten	Baumart	
	Fichte	Kiefer
a ₀	15,51888038	11,21095783
a ₁	3,57340214	3,00710610
a ₂	-0,11829093	-
a ₃	0,01615137	0,80588422
a ₄	0,00011954	-0,00136921
a ₅	0,00005185	-
a ₆	0,59164260	0,84560990
a ₇	-0,02783548	-0,07600361
a ₈	0,00179941	-

4.2. Das Durchmesserzuwachsmo­dell

Auch hier wird der relative Zuwachs als Verhältnis zwischen beobachteten aktuellen (id_{obs}) und potentiellen Durchmesserzuwächsen (id_{pot}) definiert. Ähnlich wie beim Höhenzuwachsmo­dell sollen damit triviale Zusammenhänge zwischen potentiell­em und aktuellem Zuwachs verhindert werden. Der Ansatz folgt wiederum dem Konzept von Monserud (1975) mit den Eingangsvariablen, Kronenverhältnis (CR) und Überlappungsindex (OVS).

$$\frac{id_{obs}}{id_{pot}} = CR^{b_6} \cdot OVS \quad (16)$$

Nachdem auch für diese Zwecke keine Solitärdaten, von denen man annimmt, daß sie den potentiellen Durchmesserzuwachs repräsentieren, zur Verfügung gestanden waren, wurde zu deren Bestimmung Sterbas (1975, 1987) Erweiterung der Competition Density Rule (CD – Regel) von Kira et al. (1953) und der von Reineke (1933) gefundenen Konstanten von -1.605 für die Abnahme des Logarithmus der maximalen Stammzahl pro Flächeneinheit gegenüber dem Logarithmus des mittleren quadratischen Brusthöhendurchmessers herangezogen.

$$d = \frac{1}{a_0 OH^{a_1 N} + b_0 OH^{(a_1/-0,605)}} \quad (17)$$

Diese Regel basiert auf dem Ansatz, daß aus unterschiedlich dichten Beständen mit den Eingangsgrößen Stammzahl/ha (N), quadratisch gemittelten Brusthöhendurchmesser (d) und Bestandesoberhöhe (OH) eine Durchmesser – Stammzahlbeziehung bei gegebener Oberhöhe hergeleitet werden kann. Ist diese Beziehung für ein konkretes Datenmaterial parametrisiert, so läßt sich durch Nullsetzen der Stammzahl die theoretische Durchmesserentwicklung eines ohne Konkurrenz erwachsenen Baumes (= Solitär) in Abhängigkeit von seiner Höhe darstellen.

$$d_{Solitär} = \frac{1}{b_0 OH^{(a_1/-0,605)}} \quad (18)$$

Mittels Daten von Winkelzählproben aus Forstinventuren ähnlicher standörtlicher und vor allem regionaler Herkunft, wie es den zu parametrisierenden Mischbeständen entsprach, wurden die Koeffizienten a_0 , a_1 und b_0 der CD – Regel je Baumart und Mischungstyp für die Ermittlung der Solitárdurchmesser­verläufe bestimmt (siehe Tabelle 3) .

Tabelle 3: Ergebnisse der Koeffizientenschätzungen für die Bestimmung der theoretischen Solitärdurchmesserentwicklungen je Baumart und Mischungstyp in Abhängigkeit von der Oberhöhe.

Table 3: Estimated coefficients for determining the theoretical development of an open-grown tree by mixed stand typ and tree species.

geschätzte Koeffizienten	Mischungstyp			
	Fichte-Kiefer		Buche-Fichte	
	Fichte	Kiefer	Buche	Fichte
a ₀	0,000002309	0,000001279	0,000003479	0,000002196
a ₁	0,595551	0,738483	0,589617	0,610959
b ₀	0,697134	1,419991	0,529143	0,633894
N	274	210	281	351
R	0,94	0,97	0,95	0,97

N Anzahl der verfügbaren Winkelzählproben
 R Korrelationskoeffizient
 a₀,a₁,b₀ geschätzte Koeffizienten

Durch Einsetzen der Baumhöhe in Gleichung (18) am Beginn einer Beobachtungsperiode erhält man den Brusthöhendurchmesser eines Solitärs dieser Höhe. Addiert man den potentiellen Höhenzuwachs, geschätzt aus dem Oberhöhenverlauf der verwendeten Ertragstafel und berichtigt durch den probeflächen-, baumarten- und periodenspezifischen Korrekturfaktor (q) [siehe Gleichung (12)] und setzt die ermittelte Oberhöhe wiederum in Gleichung (18) ein, so erhält man den Brusthöhendurchmesser eines Solitärs dieser Oberhöhe am Ende der Beobachtungsperiode. Folglich ergibt die Differenz der beiden Durchmesser den potentiellen Durchmesserzuwachs für die im Modell zu prognostizierende Wachstumsperiode.

4.3. Die potentielle Schirmfläche

Für die Bestimmung der gegenwärtig auf einen Baum einwirkenden Konkurrenz, ausgedrückt durch den "Overstocking Multiplier", fehlten ebenfalls Solitärdaten. Zwar liegen Solitäruntersuchungen für die Fichte von Lässig (1991) und für die Kiefer von Thren (1986) vor, doch stammen diese aus anderen regionalen Herkünften als die für die Parametrisierung vorhandenen Ausgangsdaten.

Mittels vorhandener Kronenablotungen von Bäumen auf den Probeflächen, erfolgte die Herleitung der notwendigen Einflußzonen über einfache allometrische Beziehungen zwischen dem Schirmdurchmesser (sd) eines Baumes und seinem Brusthöhendurchmesser (d). Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 dargestellt.

$$sd = a_0 \cdot d^{a_1} \quad (19)$$

Tabelle 4: Ergebnisse der Koeffizientenschätzungen für die Schirmdurchmesser – Brusthöhendurchmesserbeziehungen je Baumart und Mischungstyp

Table 4: Estimated coefficients of the crown-width – breast height diameter relationships by tree species and stand mixture.

Mischungstyp	Baumart	N	R	a ₀	a ₁
Fichte-Kiefer	Fichte	3732	0,96	0,495	0,662
	Kiefer	670	0,98	0,034	1,320
Buche-Fichte	Buche	340	0,84	0,882	0,604
	Fichte	225	0,88	0,314	0,795

N Anzahl der verfügbaren Werte
 R Korrelationskoeffizient
 a₀,a₁ geschätzte Koeffizienten

Um nun die für die Bestimmung der Einflußzonen notwendigen Solitärschirmdurchmesser zu erhalten, werden in Gleichung (19) die bereits für die potentielle Durchmesserzuwachsbestimmung notwendigen Solitärdurchmesser aus der CD - Regel eingesetzt.

Damit sind alle notwendigen Eingangsgrößen, wie Einflußzone eines Solitärs, Solitarradius und Baumhöhe, für die Berechnung der Konkurrenzindizes nach Ek und Monserud (1974) [siehe Gleichung (4)] vorhanden.

4.4. Das Kronenmodell

Basierend auf den Voruntersuchungen von Hasenauer (1993) sollte anders als im Modell FOREST von Monserud (1975), die Kronenlängenveränderung und damit die Schätzung des Kronenverhältnisses für die nächste Wachstumsperiode nicht über ein statisches sondern über ein dynamisches Modell erfolgen. Die Veränderung der Kronenlänge als Ausdruck der Konkurrenzsituation der ein Baum in der Vergangenheit ausgesetzt war, ist eine der wichtigsten Eingangsgrößen im Durchmesser- und Höhenzuwachsmodell und der im nächsten Kapitel noch ausführlich behandelten Mortalitätsfunktion. Kann man das Kronenverhältnis genauer schätzen, so ist mit einer wesentlichen Genauigkeitssteigerung im gesamten Simulationsablauf zu rechnen.

Im Simulator FOREST wird der Kronenansatz (HLC) mit den Eingangsgrößen Brusthöhendurchmesser und Baumhöhe nach einer Funktion von Ek (1974) geschätzt [Gleichung (6)]. Es handelt sich dabei um ein statisches Modell, weil nicht die Kronenlängenveränderung, sondern der Kronenansatz am Ende einer Periode aus den für das Ende der Wachstumsperiode prognostizierten Baumhöhen und Durchmesserwerten hergeleitet wird. Der Vorteil einer derartigen Methode ist, daß mit einer einmaligen Beobachtung eine allgemeine Beziehung für den Kronenansatz gefunden werden kann. Der Nachteil dieses Ansatzes besteht darin, daß die Frage, ob im weiteren Wachstumsverlauf diese Beziehung gleichbleibt, auf der gleichen unüberprüften Hypothese des Wuchsreihenkonzeptes beruht und die Genauigkeit des geschätzten Kronenansatzes in erster Linie von einer möglichst genauen Schätzung des Brusthöhendurchmessers und der Höhe zum Zeitpunkt der Kronenansatzermittlung abhängt. Man nimmt an, daß zumindest im Durchschnitt die heute jungen Bäume gleich wachsen werden wie die alten Bäume in ihrer Jugend. Außerdem werden von vornherein mögliche Einflüsse auf die Kronenansatzhöhe auf Grund von Durchforstungseingriffen in einer allgemeinen Beziehung nicht berücksichtigt.

Im Gegensatz dazu stehen dynamische Modelle, die die zukünftige Kronenlänge über die Kronenansatzveränderung innerhalb des Prognosezeitraumes schätzen. Vorteil dieses Ansatzes ist, daß die beobachtete Größenveränderung direkt prognostiziert wird. Einziger Nachteil ist die Notwendigkeit von wiederholten Messungen, um eine Parametrisierung der Beziehungen zwischen Kronenansatzveränderung und seinen abhängigen Variablen zu ermöglichen.

4.4.1. Die Entwicklung eines dynamischen Kronenmodells

Die Ansätze für die Entwicklung von dynamischen Kronenlängenveränderungsmodellen basieren auf der Veränderung des Kronenansatzes in Abhängigkeit von Bestandes- bzw. Baumvariablen. Auf diese Weise ergibt sich die Kronenansatzhöhe als Ergebnis des Ausgangskronenansatzes addiert zu der prognostizierten Veränderung. Die ersten derartigen Modellüberlegungen stammen aus dem Westen der Vereinigten Staaten und wurden an Nadelbaumarten durchgeführt (Hatsch 1971, Krumland 1982).

Maguire und Hann (1990) entwickelten aus diesen Ansätzen ein Kronenansatzveränderungsmodell, basierend auf der Baumhöhe (h), dem Crown Competition Factor (CCF) (Krajicek et al. 1961), dem Kronenverhältnis (CR) und dem mittleren Bestandesalter (A) mit den Koeffizienten (b_0 bis b_4), bei dem direkt die 5 - jährige Kronenansatzzunahme (ΔHLC) geschätzt wird:

$$\Delta HLC = b_0 h^{b_1} CCF^{b_2} e^{(b_3 CR + b_4 A)} \quad (20)$$

Short und Burkhart (1992) entwickelten Kronenzuwachsmodele auf der Basis von Maguire und Hann (1990), die auch einen möglichen Freistellungseffekt im Modell zulassen. Am Beispiel von unterschiedlich durchforsteten Loblolly pine (*Pinus taeda*) Plantagen im Südosten der USA wurde eine Variable entwickelt, die einen möglichen Freistellungseffekt beschreiben kann. Der mögliche Durchforstungseffekt (T) wird als Verhältnis zwischen der Grundfläche je Hektar nach einer Durchforstung (G_E) bzw. vorher (G_A) und dem Verhältnis von Bestandesalter zum Zeitpunkt der Durchforstung (TA) und dem aktuellen Bestandesalter (A) dargestellt. Dabei gehen (G_A) und (TA) nach einem erfolgten Durchforstungseingriff als Konstante ein, während (G_E) und (T) die aktuelle Grundfläche bzw. das Bestandesalter nach der erfolgten Durchforstung ergeben.

$$T = \left(\frac{G_E}{G_A} \right)^{(TA/A)} \quad (21)$$

Nimmt man an, daß die Durchforstung einen multiplikativen und nicht einen additiven Effekt auf die Kronenansatzveränderung hat, so muß die Variable (T) in undurchforsteten Beständen den Wert 1 annehmen. Unmittelbar nach einer Freistellung ist der Wert (T) am kleinsten. Damit ist sein multiplikativer Effekt auf die Schätzung der Kronenansatzveränderung am größten. Mit zunehmender Dauer nach einer Freistellung bzw. mit Angleichung der Grundflächendichte vor und nach einer Freistellung wird sein Einfluß geringer. Der Wert (T) wandert wieder gegen 1.

Weiters bauten Short und Burkhart (1992) den von Daniels (1976) modifizierten Konkurrenzindex (CI) nach Hegyi (1974) in ihr Kronenmodell ein. Dieser Index drückt ein distanzabhängiges gewichtetes Verhältnis zwischen benachbarten Bäumen aus und ist wie folgt definiert:

$$CI = \sum_{j=1}^n \frac{(D_j / D_i)}{L_{ij}} \quad (22)$$

Als Konkurrenten werden jene Bäume betrachtet, bei denen das Verhältnis Durchmesser zu Abstand mindestens 1:25 beträgt. Die entsprechende Einflußzone eines Baumes ist daher umgerechnet auf das metrische System mit einem Zählerfaktor von 4 definiert. Für jeden Baum (i) wird nun seine Einflußzone in Abhängigkeit von seinem Brusthöhendurchmesser (D_i) ermittelt. Nach Gleichung (22) ergibt sich für jeden Baum ein Konkurrenzindex (CI) aus dem Verhältnis zwischen dem Brusthöhendurchmesser des Bedrängers (D_j) und seinem eigenen (D_i), gewichtet durch den Baumabstand (L_{ij}).

Das abschließende abstandsabhängige einzelbaumorientierte Kronenveränderungsmodell von Short und Burkhart (1992) hat die Form:

$$\Delta HLC = b_0 T^{b_5} h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 CI + b_4 A)} \quad (23)$$

ΔHLC	Kronenansatzveränderung
T	Durchforstungsvariable
h	Baumhöhe
CR	Kronenanteil
CI	abstandsabhängiger Konkurrenzindex aus Gleichung (22) nach Daniels (1976)
A	mittleres Bestandesalter
b_0 - b_5	Koeffizienten

Basierend auf diesen Arbeiten, entwickelte Hasenauer (1994) ein dynamisches Kronenansatzveränderungsmodell für ungleichaltrige und unterschiedlich behandelte Fichtenbestände, in dem anstatt des Bestandesalters das rechnerische Alters eines Baumes als

Eingangsvariable verwendet wird. Diese Vorgangsweise, die auch bereits für die Bestimmung der potentiellen Durchmesser- und Höhenzuwächse (Hasenauer 1993) herangezogen wurde, ermittelt durch Umkehrung der in der Ertragstafel verwendeten Oberhöhenfunktion für jeden Baum in Abhängigkeit von seiner Höhe und Bonität jenes Alter, das er hätte, wenn er als Oberhöhenbaum erwachsen wäre. Damit wird gewährleistet, daß die Altersangabe unabhängig vom mittleren Bestandesalter ist. Als Konkurrenzindex für die Beschreibung der nachbarschaftlichen Beeinflussung der Kronenansatzveränderung wird der von Ek und Monserud (1974) entwickelte Index unmittelbar nach einer möglichen Kronenfreistellung herangezogen.

$$\Delta\text{HLC} = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 \text{CR}^{0,5} + b_3 / \text{CI} + b_4 \text{IA})} \quad (24)$$

ΔHLC	Kronenansatzveränderung
h	Baumhöhe
CR	Kronenanteil
CI	abstandsabhängiger Konkurrenzindex nach Gleichung (4) von Ek und Monserud (1974) nach erfolgter Freistellung
IA	ideelles Alter des jeweiligen Baumes
b_0 – b_4	Koeffizienten

Für die verwendeten Fichtenbestände konnte Hasenauer (1994) zeigen, daß dieser Überlappungsindex für die Beschreibung einer periodischen Kronenansatzveränderung geeignet ist und mögliche Freistellungseffekte im ermittelten Index mitberücksichtigt sind. Seine jeweilige Bedeutung hängt im weiteren davon ab, welcher der drei folgenden Fälle zutrifft:

1. Es findet keine Entnahme statt. Damit kann es auch keinen Effekt einer Freistellung auf die Kronenlänge geben. Die gesamte Kronenansatzveränderung beruht auf der Konkurrenz selbst und den anderen im Modell verwendeten Variablen.
2. Es wurde nur sehr wenig freigestellt. Der Konkurrenzindex für die Wachstumsperiode ist weiterhin sehr hoch. Die Kronenansatzhöhe muß sich stark nach oben verschieben und der Konkurrenzindex muß mit einem hohen Gewicht in die Funktion eingehen.
3. Auf Grund einer sehr starken Entnahme hat sich die Konkurrenzsituation eines Baumes sehr verbessert. Nun darf sich der Kronenansatz unabhängig von der vorhergehenden Konkurrenzsituation kaum nach oben verlagern. Der Konkurrenzindex muß mit einem geringen Gewicht eingehen.

Damit kann mit der gleichen konkurrenzbeschreibenden Variablen, wie sie bereits im Durchmesser- und Höhenzuwachsmodell Eingang gefunden hat, der Konkurrenzeinfluß auf

die Kronenansatzveränderung für die zu prognostizierende Wachstumsperiode geschätzt werden.

Der Vergleich mit dem von Short und Burkhart (1992) verwendeten Modell, das eine Variable (T) für die Berücksichtigung des möglichen Freistellungseffektes nach einer Durchforstung und den von Daniels (1976) entwickelten Konkurrenzindex enthält, ergab, daß für die untersuchten Fichtenbestände das Modell von Hasenauer (1994) geringfügig genauer ist.

Der Nachteil dieses Modellansatzes besteht darin, daß zwar mit dem Einbau des rechnerischen Alters die Funktion weitgehend unabhängig vom mittleren Bestandesalter ist, aber man nach wie vor für die Bestimmung der umzukehrenden Oberhöhenfunktion eine Bonität und ein mittleres Bestandesalter benötigt. Nachdem gerade in ungleichaltrigen gemischten Beständen einzelne Bäume auch sehr lange im Druckstand überleben und bei entsprechender Freistellung im Wachstum reagieren können, wäre es äußerst wichtig, daß man eine Altersunabhängigkeit des Modells erreicht.

Ziel der weiteren Vorgangsweise ist daher:

1. Die Adaptierung des in Gleichung (24) vorgestellten Kronenveränderungsmodells von Hasenauer (1994) auf die anderen zu parametrisierenden Baumarten und Mischungstypen.
2. Überprüfen der Funktion auf eine mögliche Substitution des rechnerischen Alters durch eine andere, den möglichen Alterstrend bzw. das stadiale Baumalter beschreibende Variable. Als Entscheidungskriterien sollen dafür herangezogen werden:
 - Standardfehler der Schätzung in der Kronenansatzveränderung
 - der Korrelationskoeffizient
 - ein Residuenvergleich
 - die biologische Sinnhaftigkeit einer möglichen den Alterstrend beschreibenden Variablen.
3. Genauigkeitsvergleich der Schätzgrößen des gewählten dynamischen Kronenveränderungsmodells mit dem derzeit im Simulator FOREST verwendeten statischen Modell von Ek (1974).

4.5. Das Mortalitätsmodell

Die Schätzung der Sterbewahrscheinlichkeit bzw. Überlebenswahrscheinlichkeit von Bäumen als Folge der nachbarschaftlichen Konkurrenz ist eine der wichtigsten Fragen in der Wachstumssimulation, da das Absterben von Bäumen das Überleben der verbleibenden ermöglicht.

Während das maximale Wachstum, ausgedrückt durch den Solitär als oberen Grenzwert, relativ gut definiert werden kann, wird das Absterben eines Baumes häufig als das Unterschreiten eines unteren, minimalen Grenzwertes im Wachstum erklärt. Man geht häufig davon aus, daß der Baum bei Unterschreiten eines Zuwachsminimums stirbt. Dazu ist festzustellen, daß Absterbeprozesse sehr viel komplexer sind und das Erreichen eines bestimmten Mindestzuwachses sicher keine ausreichende Erklärung darstellt.

Der heutige Wissensstand im Bereiche des individuellen Mortalitätsverhaltens von Bäumen ist im Vergleich zu den anderen bereits beschriebenen Wachstumszusammenhängen als am geringsten zu bezeichnen (Buchman 1979, Hamilton 1986). Weiters werden Sterbeprozesse von Faktoren wie Wind, Schnee, Trockenheit, Umweltbelastung etc. zufällig überlagert, was eine genaue Definition von Abhängigkeiten wesentlich erschwert.

Ein besonderes Problem der einzelbaumorientierten Wachstumssimulation ergibt sich durch die notwendige individuelle Zuordenbarkeit der Sterbe- bzw. Überlebenswahrscheinlichkeit. Ziel ist, ein Entscheidungsmuster für jeden einzelnen Baum zu erarbeiten und nicht, wie in den Bestandesmodellen der Ertragstafel üblich, die Mortalität über eine idealisierte Stammzahlabnahme je Flächeneinheit zu beschreiben.

Dabei haben Weiterentwicklungen auf der Basis von bestimmten Verteilungsschematas zumindest zu einer besseren Erklärung der flächenbezogenen Sterbewahrscheinlichkeiten geführt. So testeten etwa Somers et al. (1980) die Weibull-Verteilung auf ihre Anwendung für die Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit in gleichaltrigen Loblolly pine Beständen. Für Mortalitätsschätzungen, ebenfalls in Loblolly pine Beständen, haben Buford und Hafley (1985) die Weibull-, Gamma-, negative Binomialverteilung und die von Richards (1959) generalisierte Wachstumskurve von Bertalanffy auf ihre Anwendung getestet. Die entscheidende Frage, welcher Baum in Abhängigkeit von seinen die Sterblichkeit disponierenden Einflußfaktoren tatsächlich stirbt, bleibt aber weiterhin unberücksichtigt.

Grundsätzlich kann in eine reguläre und eine irreguläre, durch Katastrophenereignisse hervorgerufene, Mortalität unterschieden werden. Im hier zu erarbeitenden Mortalitätsmodell

wird nur auf die reguläre Sterblichkeit als Ausdruck zu hoher nachbarschaftlicher Konkurrenz eingegangen.

Die Mortalität eines Einzelbaumes als Ausdruck des konkurrenzbedingten Ausscheidens im Zuge des Wachstumsprozesses stellt ein dichotomes Problem (d.h. zwei Gruppen-Klassifikation) dar. In Abhängigkeit von verschiedenen Einflußfaktoren gibt es nur zwei mögliche Zustände. Diese beiden als lebend oder tot definierten Zustände können auf ihre Abhängigkeit von verschiedenen, diese Zustände disponierende Einflußfaktoren untersucht werden. Daraus ergibt sich dann eine Verteilungsfunktion mit deren Hilfe entschieden wird, ob im Simulationsablauf ein Baum innerhalb einer Wachstumsperiode überlebt oder nicht. Die Definition des Überlebens- oder Sterblichkeitsgrenzwertes kann entweder über einen Schwellenwert, eine Funktion oder über Zufallsgeneratoren gesteuert werden.

$$S = \begin{cases} 1, \text{ lebend, wenn } F(x,a) \geq T \\ 0, \text{ tot, wenn } F(x,a) \leq T \end{cases}$$

- S Zustandsvariable, die die gegenwärtige Überlebenswahrscheinlichkeit bzw. Sterbewahrscheinlichkeit eines Baumes für eine Wachstumsperiode definiert (lebend oder tot)
- F Funktion zur Klassifikation der Überlebenswahrscheinlichkeit (S) in Abhängigkeit verschiedener, den Zustand beschreibender Variablen (x_1, x_2, x_3, \dots) mit den dazugehörigen geschätzten Koeffizienten (a_0, a_1, a_2, \dots)
- T Schwellenwert oder Grenzwert für die Gruppenzugehörigkeit eines ganz konkreten Baumes.

Die wichtigste Eigenschaft der Funktion (F) sollte eine möglichst genaue Trennung der Wahrscheinlichkeiten für diese beiden Zustände sein, um den für die Schätzung sehr ungünstigen Überschneidungsbereich möglichst klein zu halten. Zu diesem Zweck werden häufig Diskriminanzanalysen, nichtlineare Regressionen, logistische Modelle bzw. LOGIT Modelle und PROBIT Analysen verwendet.

4.5.1. Die Diskriminanzanalyse

Als eines der Teilgebiete multivariater Verfahren kann die Diskriminanzanalyse für Fragen der Zuordenbarkeit von Individuen auf bestimmte Gruppen verwendet werden. In Abhängigkeit von Merkmalsausprägungen und deren Häufigkeitsverteilungen wird versucht, eine eindeutige Zuordnung in Form einer Diskriminanzfunktion zu erstellen. Diese Forderung wird dann am

besten erfüllt, wenn die Grundgesamtheit der Individuengruppen mehrdimensional normalverteilt sind und möglichst geringe Überlappungsbereiche aufweisen. Abbildung 2 zeigt die Verteilung von zwei Variablen (x) und (y) für zwei Gruppen von Individuen, deren Linearkombinationen einen sehr geringen Überlappungsbereich aufweisen. Dies würde etwa einem Idealfall für die Anwendung einer Diskriminanzfunktion entsprechen.

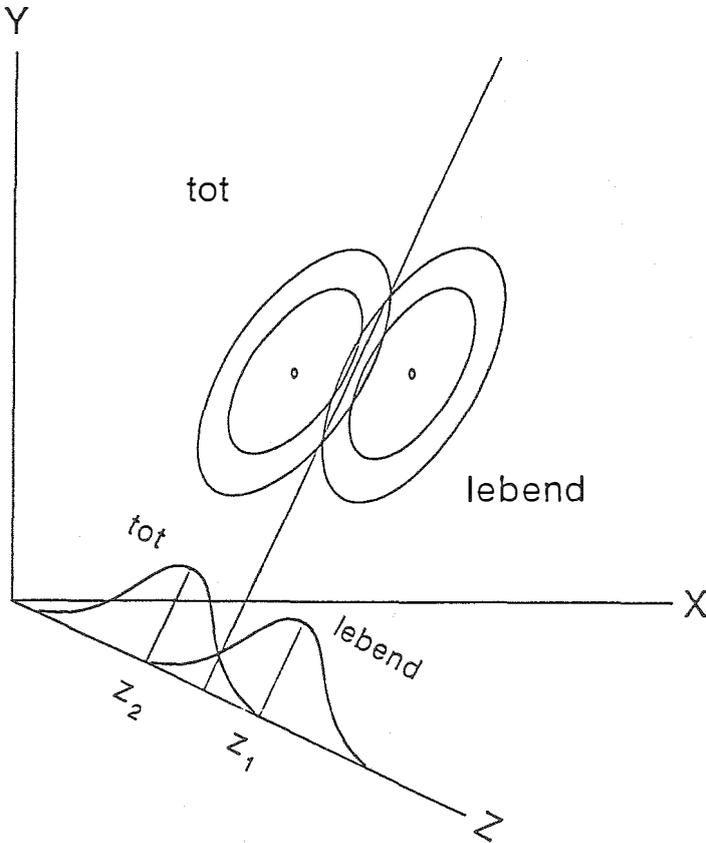


Abbildung 2: Graphische Darstellung des Idealfalles eines aus zwei Gruppen bestehenden Datensatzes für die Anwendung einer Diskriminanzanalyse. Der Überlappungsbereich der beiden unterschiedlichen Gruppen ist sehr klein, und die Einzelwerte in den Gruppen sind normalverteilt.

Figure 2: Plot of suitable conditions of two different groups for applying discriminant analysis. The overlapping of the two different groups is very small and the values are normal distributed.

Für individuelle Überlebens- bzw. Mortalitätsfragen ergibt sich aber gerade aus diesen in Abbildung 2 dargestellten Bedingungen der entscheidende Nachteil für die Anwendung der Diskriminanzanalyse als Lösungsmuster von Sterbevorgängen. Die Normalverteilung als Anwendungsvoraussetzung liegt in der Regel nicht vor. Weiters ist eine Trennung der qualitativen Merkmalsausprägungen für die Bestimmung der Zuordenbarkeit der beiden zu beschreibenden Zustände – Überleben oder Sterben – nicht eindeutig möglich. Der für eine Diskriminanzanalyse sehr ungünstige Bereich der Überlappung von Merkmalen tritt sehr häufig auf. Damit wird die Festlegung der Gruppentrennung auf Grund von verfügbaren Zustandsvariablen wesentlich erschwert und könnte so zu eher zufälligen und damit instabilen Unterscheidungskriterien führen.

Bedenkt man, daß im Zuge einer praktischen Bestandessimulation noch zusätzlich zufällige Fehlereinflüsse auftreten, so wird die Problematik der Verwendung des diskriminanzanalytischen Ansatzes klar. Zwar testeten einige Autoren ihre Eignung als Entscheidungsmuster (Monserud 1976, Pretzsch 1992), doch generell fand die Diskriminanzanalyse kaum Eingang in einzelbaumorientierte Wachstumssimulatoren.

4.5.2. Der regressionsanalytische Ansatz

Ausgehend von den beiden möglichen Zuständen – lebend oder tot – soll mittels nichtlinearer Regression eine Wahrscheinlichkeitsbeziehung für das Sterben oder Überleben (0,1) eines Baumes in einer Wachstumsperiode in Abhängigkeit von am Beginn der Wachstumsperiode verfügbaren Einzelbaumdaten ermittelt werden.

Als Beispiel sei etwa die im PTAEDA2 Simulationsmodell (Burkhart et al. 1987) verwendete Überlebensfunktion für Loblolly pine Plantagen im Südosten der USA angeführt. In Abhängigkeit vom Kronenverhältnis (CR) und dem Konkurrenzindex (CI) nach Daniels (1976) und den Koeffizienten (b_1 – b_4) wird die Überlebenswahrscheinlichkeit (p) für jeden Einzelbaum geschätzt.

$$p = b_1 CR^{b_2} e^{(b_3 CI^{b_4})} \quad (25)$$

Diese so ermittelte individuelle Überlebenswahrscheinlichkeit für eine Wachstumsperiode wird dann in weiterer Folge auf die Einhaltung der festgelegten Grenzwertdefinition, in diesem Falle Zufallszahlen aus einem gleichverteilten Zufallsgenerator, überprüft. Ist die Überlebenswahrscheinlichkeit (p) kleiner als die jeweilige zwischen 0 und 1 ermittelte Zufallszahl, dann gilt der Baum als abgestorben.

Regressionsanalytische Ansätze haben den großen Vorteil, daß das Modell als solches im praktischen Simulationsablauf stabiler als eine Diskriminanzfunktion ist. Gerade weil gleiche oder ähnliche Eingangsvariable wie im Durchmesser- und Höhenzuwachsmodell sowie im Kronenansatzveränderungsmodell verwendet werden, kann man davon ausgehen, daß mögliche zufällige Tendenzen sich teilweise im Simulationsablauf selbst regeln. Würde man etwa für eine Periode eine zu geringe Anzahl überlebender Bäume schätzen, so ist der Effekt auch mit einer unfreiwilligen Freistellung vergleichbar. Die Kronenlänge müßte zunehmen und der Konkurrenzindex abnehmen. Für die nächste Beobachtungsperiode müßte sich demnach in Summe eine größere Anzahl überlebender Bäumen ergeben. Neben dem bereits in Gleichung (25) beschriebenen Modell von Burkhardt et al. (1987) haben Ansätze von Monserud (1976) und Amateis et al. (1989) Eingang in die Literatur gefunden.

Nachteil dieses Ansatzes sind die nicht klar definierten Grenzwerte. Damit sind biologisch unsinnige Zusammenhänge nur durch eine Plausibilitätskontrolle der ermittelten Koeffizienten möglich, nicht aber bereits durch den verwendeten Funktionstyp bzw. die Schätzmethode ausgeschlossen. Im Gegensatz zu den LOGIT Modellen, bei denen die Koeffizientenschätzung auf Basis der Maximierung des Verhältnisses Sterbe- zu Überlebenswahrscheinlichkeit nach der Maximum Likelihood Methode beruht, ergeben sich die Regressionskoeffizienten aus der Minimierung der Summe der Abweichungsquadrate.

4.5.3. Logistische Funktionen bzw. LOGIT Modelle

Hängt eine Größe (y) von der Variablen (A) für die Zeit und den Koeffizienten (a), (b) und (c) folgender Form ab, so bezeichnet man diese Abhängigkeit als logistische Funktion.

$$y = \frac{a}{1 + b \cdot e^{-c \cdot A}} \quad (26)$$

Es handelt sich dabei um eine Sättigungsfunktion, die sich aus der Systemdynamik in Form einer Differentialgleichung für ein beschränktes Wachstum ergibt. Verhulst beschrieb 1845 mit dieser Funktion erstmals das Bevölkerungswachstum und führte die Bezeichnung logistische Funktion ein. Robertson und Ostwald adaptierten die Funktion für die Beschreibung des organischen Wachstums, woher sie auch den Namen Wachstumsfunktion nach Verhulst bzw. Robertson hat (Autorenkollektiv 1969).

Der Koeffizient (a) ist der asymptotische Wert der logistischen Funktion für (A) $\rightarrow \infty$ und wird beim Wachstum als der Wert von (y) bei ausgewachsenen Individuen interpretiert; (c) ist

ein Maß für die Wachstumsgeschwindigkeit, und (b) ist ein Integrationskonstante. Die logistische Funktion hat an der Stelle $y=a/2$ einen Wendepunkt.

Ist diese Sättigungskurve dimensionslos, so kann man sie auch als Verteilungsfunktion der Statistik betrachten, da nicht absolute sondern eben relative, zwischen zwei Grenzwerten definierte Bereiche darstellbar werden. Genau dieser Fall tritt nun für die Schätzung der Überlebens- bzw. Sterbewahrscheinlichkeiten in einzelbaumorientierten Wachstumsmodellen auf, da die Grenzwerte auf Grund des dichotomen Ansatzes jeweils mit 0 und 1 genau definiert sind. Ein weiterer Vorteil liegt in der biologisch sinnvollen Annäherung der Grenzwerte in Form von Asymptoten. In Abbildung 3 ist der Verlauf einer solchen Wachstumfunktion dargestellt.

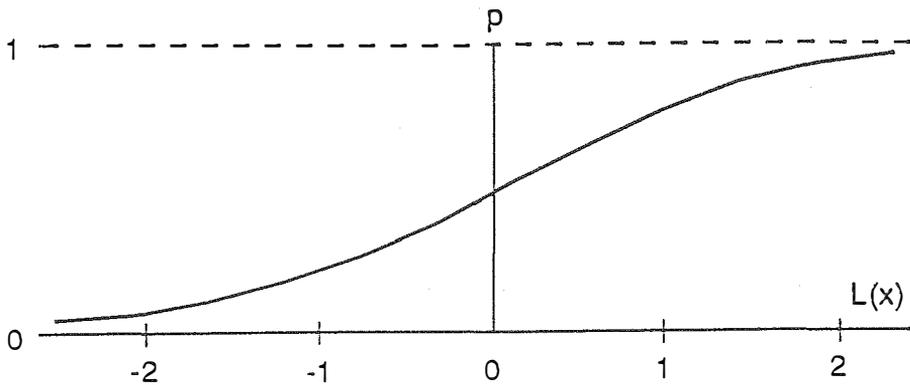


Abbildung 3: Graphische Darstellung des mathematischen Ansatzes einer logistischen Wachstumfunktion. Die Ausgleichskurve nähert sich asymptotisch sowohl dem unteren als auch dem oberen Grenzwert, der mit 0 bzw. 1 genau definiert ist.

Figure 3: Plot of the theoretical approach of a logistic growth function. The estimated curve converges asymptotically both, the minimum and maximum conditions, defined with 0 and 1.

Basierend auf dieser Grundlage empfahlen Neter und Maynes (1970) erstmals die Verwendung von logistischen bzw. LOGIT Funktionen, um die Überlebens- bzw. Mortalitätswahrscheinlichkeiten in einzelbaumorientierten Waldwachstumsmodellen individuell beschreiben zu können. Dieser Ansatz wurde dann vor allem von Hamilton und Edwards (1976) und Hamilton (1986) im Rahmen der Entwicklung des STAND PROGNOSES

MODELS (Wykoff et al. 1982) für einzelbaumorientierte Mortalitätsfragen verwendet und hat die allgemeine Form:

$$p = \frac{1}{(1 + e^{-(c \cdot x)})} \quad (27)$$

- p Mortalitätswahrscheinlichkeit eines Baumes
- x Vektor der verwendeten unabhängigen Variablen
- c Vektor der geschätzten Koeffizienten für die verwendeten unabhängigen Variablen

Die in der Folge entwickelten logistischen Mortalitätsmodelle von Pretzsch (1992) und Avila und Burkhardt (1992) unterscheiden sich nur mehr auf Grund ihrer Anwendung auf unterschiedliche Baumarten und jeweils unterschiedliche mortalitätsbeschreibende Eingangsvariable.

4.5.4. Die PROBIT Analyse

Ein Sonderfall der Sterbe- bzw. Überlebenswahrscheinlichkeitsbeschreibung, der allerdings in die einzelbaumorientierten Waldwachstumsmodelle kaum Eingang gefunden hat, ist die PROBIT Analyse. Dabei handelt es sich um eine statistische Auswertung binärer Daten nach einer PROBIT Transformation. Das statistische Problem besteht in der Schätzung der Koeffizienten der Toleranzverteilung, die durch die Anpassung der PROBIT Regressionsgeraden vorgenommen wird.

Die praktische Anpassung dieser Regressionsgeraden erfolgt in einfachen Fällen graphisch oder mittels der Maximum Likelihood Methode. Dabei handelt es sich um eine iterative Annäherung mittels gewogener linearer Regression der Rechenprobits auf die transformierten Wirkungsverhältnisse, in unserem Fall der beiden Zustände lebend und tot.

Betrachtet man den Unterschied zur LOGIT Analyse, so könnte man auch sagen, daß die PROBIT Analyse eine Abwandlung der logistischen Wachstumskurve ist, indem ebenfalls eine dimensionslose Sättigungskurve, diesmal allerdings jene der Normalverteilung, als Grundlage dient (Finney 1971). Monserud (1976) testet beispielsweise PROBIT versus LOGIT Analysen und kommt zum Schluß, daß trotz der Verschiedenheit der mathematischen Form und der Technik der Koeffizientenschätzung praktisch keine Unterschiede auftreten, sehr wohl aber hat die LOGIT Analyse wesentliche Handhabungsvorteile auf Grund der einfacheren Koeffizientenschätzung.

4.5.5. Die Entwicklung eines geeigneten Mortalitätsmodells

Für die Erarbeitung geeigneter baumartenspezifischer Mortalitätsmodelle soll der logistische Ansatz verwendet werden. Auf Grund der Schätzung von Wahrscheinlichkeiten auf Basis von nur zwei definierten Zuständen (lebend und tot) und der Verteilungsproblematik dieser beiden Zustände erfüllt der logistische Ansatz die klar definierten Grenzwerte von 0 und 1 (leben und tot) und ist daher für die Erarbeitung von Sterbe- oder Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktionen geeignet.

Da vereinzelt auch Überlebensfunktionen auf Basis des regressionsanalytischen Ansatzes erarbeitet wurden, soll weiters eine solche Überlebensfunktion geschätzt werden, um somit die möglichen Probleme im Simulationsablauf darstellen zu können.

Auf die Erstellung einer Diskriminanzfunktion wird auf Grund der beschriebenen Unzulänglichkeiten verzichtet, ebenso auf PROBIT Analysen.

Als weitere wichtige Vorgabe gilt, daß nur Eingangsvariable bzw. Transformationen solcher verwendet werden sollen, die am Beginn einer Wachstumsperiode zu Verfügung stehen. Als Einzelbaumdaten stehen somit die (x) und (y) Koordinaten, der Brusthöhendurchmesser (d), die Baumhöhe (h) und die Kronenansatzhöhe (HLC) zur Verfügung. Dies ist insofern zu betonen, da somit alle Ansätze, die den Zuwachs der Vorperiode (Hamilton und Edwards 1976, Buchman et al. 1983, Hamilton 1986, Vanclay 1991) als Erklärung für die Überlebens- oder Sterbewahrscheinlichkeit der laufenden Periode verwenden, nicht in eine Modellerarbeitung miteinbezogen werden können. Damit soll eine leichtere Initialisierung eines später zu simulierenden Bestandes gewährleistet werden.

Die eigentliche Auswahl, ob ein Baum innerhalb einer Wachstumsperiode stirbt oder nicht, soll durch einen gleichverteilten Zufallsgenerator erfolgen.

Weiters sollen nur Variable eingebaut werden, die auch im Extrapolationsbereich vernünftige Werte ergeben. Nachdem in der Regel nur relativ kurze Beobachtungszeiträume zur Verfügung stehen und wir andererseits wissen, daß die Mortalität keinen kontinuierlichen sondern einen ruckartigen, oft von geringfügigen äußeren Einflüssen (Trockenjahr etc.) abhängigen Prozeß darstellt, kommt der biologischen Sinnhaftigkeit einer gefundenen Beziehung im nicht erfaßten Extrapolationsbereich die entscheidende Bedeutung zu. Die Frage nach der Höhe des "Goodness of Fit", der die Schätzgenauigkeit in den LOGIT Modellen angibt bzw. das Bestimmtheitsmaß im regressionsanalytischen Ansatz, stehen somit nicht im Vordergrund. Bei der Auswahl der Eingangsvariablen mit ihren zu schätzenden Koeffizienten sollte vor allem

der sehr ungünstige Fall einer sich im Zuge der Simulation verstärkenden Unter- bzw. Überschätzung von Sterbewahrscheinlichkeiten vermieden werden, da dies entweder biologisch zu geringe bzw. zu hohe Mortalitätsraten ergibt.

Bleibt letztlich die Frage, wie man die biologische Sinnhaftigkeit einer gefundenen Beziehung überprüfen kann. Grundsätzlich ist klar, daß dies nur gutachtlich möglich ist, da man ja den wahren Wert nicht kennt und dieser weiters von den Zufälligkeiten des Bestandeswachstums abhängt. Diese zumindest gutachtliche Kontrolle soll ebenso wie die Tauglichkeit aller anderen zu erarbeitenden Beziehungen mit Hilfe eines visualisierten Simulationsprogrammes erfolgen.

5. DATEN

5.1. Die Fichten – Kiefern Daten

Im Jahre 1977 wurden 22 permanente Probeflächen unterschiedlichen Alters und verschiedener Bonität in gemischten ungleichaltrigen Fichten–Kiefernbeständen der Seilern–Aspang'schen Forstverwaltung Litschau eingerichtet. Der Forstbetrieb liegt in der nördlichsten Ecke des Waldviertels im Moldanubikum der böhmischen Masse. Das geologische Substrat besteht aus jungen nährstoffreichen Graniten (Eisgarner Granit). Die Böden weisen meist podsolige Dynamik auf und sind je nach Relief mehr oder minder pseudovergleyt. Die Aufnahme­flächen liegen zwischen 500 und 700 m Seehöhe. Das Klima kann als kühles Höhenklima mit einer Jahresmitteltemperatur von 6,9⁰ C und einer relativ kurzen Vegetationszeit (210 Tage mit Tagesmitteltemperatur von über +5⁰) und jährlichen Niederschlägen von etwa 750 mm bezeichnet werden. Die mittlere Dauer der Schneebedeckung beträgt 78 Tage.

Pflanzengeographisch liegt die Forstverwaltung nach Mayer et al. (1971) im außeralpinen Fichten–Tannen–Buchenwaldgebiet, oder der Definition von Tschermak (1953) folgend, im Wuchsgebiet VI – Mühl- und Waldviertel. Nach Jelem (1976) herrschen die Waldgesellschaften, "moosreicher Fichten–Kiefernwald", "drahtschmielenreicher Fichten–Buchen–Tannenwald" und "sauerkleereicher Fichten–Buchen–Tannenwald" vor.

Der hier vorliegende Bestandestyp der Fichten–Kiefermischbestände entstand als Folge des Kahlschlagbetriebes mit nachfolgender natürlicher Ansamung, die zum Teil mit Fichten ergänzt wurde. Damit sind mögliche Einflüsse auf das Wachstumsverhalten auf Grund unterschiedlicher Pflanzabstände auszuschließen. Die Probeflächengröße variiert je nach Alter bei der Ersteinrichtung zwischen 400 m² für junge, sehr stammzahlreiche Bestände und 1600 m² für die Altbestände.

Jede der Probeflächen wurde in den Jahren 1982, 1987 und 1992 neu aufgemessen. Dabei wurden für jeden Baum auf der Probefläche die Koordinaten bei der Erstaufnahme bzw. die Baumhöhe, der Brusthöhendurchmesser und die Kronenansatzhöhe in den jeweiligen Aufnahmejahren erhoben.

Weiters wurden im Zuge der Wiederholungsaufnahmen sämtliche Bäume, die eine Baumhöhe von 1,3 m (Brusthöhe) erreicht hatten, als Einwüchse mitaufgenommen und in der Interpretation entsprechend berücksichtigt. Besonders die mit Altbeständen bestockten Probeflächen zeigten zum Teil eine sehr deutliche Verjüngungsdynamik mit bis zu 200

Einwüchsen je Wiederholungsaufnahme. Damit wird die bereits bei der Anlage vorhandene Ungleichaltrigkeit auf den Probeflächen noch zusätzlich verstärkt.

Tabelle 5 gibt einen Überblick über die Charakteristik des verfügbaren Datenmaterials, bezogen auf den Zeitpunkt der Erstaufnahme im Jahre 1977 und der Konkurrenzvariablen in den Aufnahmeperioden. Die angegebenen Bonitäten entsprechen der dgz₁₀₀ – Absolutbonität im Sinne Frauendorfers (1954) für Fichte – Hochgebirge und Kiefer – Litschau (Marschall 1975).

Tabelle 5: Darstellung der wichtigsten Bestandescharakteristika für die 22 im Raume Litschau eingerichteten Dauerversuchsflächen. Die angegebenen Werte im oberen Teil der Tabelle sind auf den Zeitpunkt der Erstaufnahme im Jahre 1977 bezogen. Im unteren Teil der Tabelle werden die für die Koeffizientenschätzung vorhandenen Periodenwerte der verwendeten Konkurrenzvariablen dargestellt.

Table 5: Summary statistics of the available 22 permanent plots from Litschau. The upper part of the table exhibits some stand data at plot establishment in 1977, the lower part the competition variables used in the interpretation.

Variable	Mittelwert	kleinster Wert	größter Wert
Bestandesalter (Jahre)	64,2	10	110
Stammzahl (N/ha) Fichte	3562	234	27200
Kiefer	472	143	1475
gesamt	4034	404	28150
Oberhöhe (m) Fichte	19,5	3,5	27,8
Kiefer	20,9	2,8	30,7
Grundfläche (m ² /ha) Fichte	15,5	0,3	33,8
Kiefer	18,0	3,2	34,2
gesamt	33,8	11,9	47,2
Bonität * Fichte	9,9	5,2	15,1
Kiefer	7,6	5,3	9,1
Kronenverhältnis Fichte	0,51	0,01	0,98
Kiefer	0,36	0,02	0,92
CI Fichte	4,20	0,00	88,30
Kiefer	3,12	0,00	85,72
ΔCI Fichte	0,51	0,00	53,91
Kiefer	0,21	0,00	13,32

* für die Bonitierung der Fichte wurde die Ertragstafel Fichte – Hochgebirge und für die Kiefer jene für Kiefer – Litschau (Marschall 1975) herangezogen. Diese Ertragstafeln verwenden als Maß für die Bonität den dgz_{100} = der durchschnittliche jährliche Gesamtwuchs bis zum Alter 100.

CI Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung (Ek und Monserud 1974)

ΔCI Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. unmittelbar nach erfolgter Freistellung

Um das Einzelbaumwachstum in Abhängigkeit konkurrenzbeschreibender Faktoren studieren zu können, ist eine unterschiedliche Dichte auf den Probeflächen eine der Grundvoraussetzungen. Im Laufe der ersten Wachstumsperiode (1977–1982) verursachte ein Schneebruch eine relativ starke Stammzahlabnahme, wodurch sich die geplanten Durchforstungseingriffe erübrigten.

Unmittelbar nach Wiederaufmessung der Probeflächen im Jahre 1982 wurde eine Durchforstung nach dem A – Faktor Verfahren (Johann 1982) durchgeführt. Grundlegende Überlegung dieses Ansatzes ist, daß die Konkurrenzkraft eines Baumes hauptsächlich an der Größe seiner Krone gemessen werden kann und die Schirmfläche annähernd linear vom Brusthöhendurchmesser abhängt. Gewichtet man daher den Freistellungsradius noch mit dem Verhältnis der Brusthöhendurchmesser zwischen einem Baum (j) und seinem möglichen Konkurrenten (i), so berechnet sich die Entfernungen der zu entnehmenden Konkurrenten (E_{ij}) wie folgt:

$$E_{ij} \leq \frac{H_j}{A} \cdot \frac{d_i}{D_j} \quad (28)$$

(H_j) und (D_j) sind die Höhe bzw. der Brusthöhendurchmesser des freizustellenden Baumes, (d_i) der Brusthöhendurchmesser eines möglichen Konkurrenten und (A) die vor der Auszeige zu bestimmende Durchforstungsstärke, die nach Johann (1982) sinnvollerweise zwischen 4 und 6 liegen sollte.

Der große Vorteil dieses Index ist die genaue mathematische Formulierung der Freistellungsstärke. Damit wird eine Durchforstungsauszeige nachvollziehbar. Auf diese Weise wurden insgesamt 76 Fichten und Kiefern unterschiedlicher Soziologie mit A – Werten zwischen 4 bis 6 freigestellt.

In der dritten Periode fanden keine Eingriffe statt.

5.2. Die Buchen – Fichten Daten

Für die Ermittlung der Wachstumsbeziehungen im Buchen–Fichtenmischwald standen 5 unterschiedlich gemischte Probeflächen aus dem Bayerischen Wald und 9 junge Buchenreinbestandsflächen aus dem Gebiet um St. Leonhart in Niederösterreich zur Verfügung.

Bei den Versuchsflächen des Bayerischen Waldes handelt es sich um 5 der insgesamt 8 Parzellen (Parzelle 1, 3, 4, 5 und 6), die im Jahre 1954 von Assmann und Magin im Gebiet der Forstverwaltung Zwiesel eingerichtet wurden (Pretzsch 1992). Zum Zeitpunkt der Erstaufnahme waren die Buchen auf allen Parzellen etwa 78 Jahre alt, die Fichten 59 – jährig. Einzige Ausnahme bildete die Parzelle 5 mit einem etwa 50 – jährigen Fichtenreinbestand. Wiederaufmessungen erfolgten in den Jahren 1959, 1969, 1982 und 1987.

An dieser Stelle sei angemerkt, daß diese 5 Parzellen unter anderem die Datengrundlage für die Entwicklung des Wachstumssimulationsprogramms SILVA 1 von Pretzsch (1992) bildeten. Pretzsch (1992) gibt weiters auch einen sehr detaillierten Überblick über die standörtlichen und klimatischen Verhältnisse, die wie folgt zusammengefaßt werden können:

Diese auch als Zwiesel 111 bezeichnete Versuchsanlage ist nach Kreuzer und Foerst (1978) dem Wuchsbezirk 11.3 "Innerer Bayerischer Wald" zuzuordnen. Das Ausgangsgestein für die Bodenbildung sind Granite und Gneise. Die oberflächennahen Bodenschichten sind durch glaziale und periglaziale Vorgänge geprägt. Durch physikalische Verwitterung und Verlehmung des karbonatfreien Ausgangsmaterials entstanden mächtige Braunerden, die auf Grund von organischen Verwitterungsprozessen häufig Podsolierungserscheinungen zeigen. Weiters sind auf Grund von Verdichtungsschichten Vergleyungsdynamiken erkennbar.

Das Klima ist kühl und regnerisch mit kurzen Vegetationszeiten und kontinentalen Einflüssen. Die Jahresmitteltemperatur beträgt ca. 5° C, die durchschnittlichen Jahresniederschläge liegen bei 1100 mm/Jahr. Die Parzellen der Versuchsfläche Zwiesel 111 liegen unterhalb der für den Bayerischen Wald typischen und das Buchenwachstum begünstigenden Inversionszone. Weiters befinden sie sich in einem Hangbereich, in dem die Fichte auf Grund der Bodenverhältnisse und des Klimas optimale Wuchsbedingungen zeigt und damit die Buche im Höhenwachstum trotz geringeren Alters deutlich übertrifft.

Sechs Jahre vor der Anlage der Versuchsanlage wurden die Bestände erstmals stark hochdurchforstet. Diese Hochdurchforstung wurde in weiterer Folge des öfteren mit unterschiedlicher Stärke wiederholt. Somit sind unterschiedliche und vor allem auch wechselnde Bestandesdichten, wie sie für eine Parametrisierung günstig sind, gewährleistet.

Der zweite verfügbare Datensatz, der vor allem auf Grund des Fehlens junger Probeflächen in der Versuchsanlage Zwiesel 111 mitverwendet wurde, stammt aus einem zum Zeitpunkt der Erstaufnahme 35 – jährigen Buchendurchforstungsversuch. Die Versuchsanlage umfaßt 9 Parzellen und wurde im Jahre 1983 im Raum St. Leonhart in Niederösterreich von Johann angelegt. Drei Parzellen dienen als Kontrollflächen und die anderen sechs wurden

unterschiedlich stark behandelt. Mit der Wiederholungsaufnahme 1988 lag eine 5 – jährige Beobachtungsperiode vor.

Standörtlich handelt es sich bei dieser Versuchsanlage um das Buchenmischwaldgebiet des nördlichen Alpenvorlandes (Mayer et al. 1971) bzw. nach Tschermak (1953) um das Wuchsgebiet V – Alpenvorland mit sehr tiefgründigen nährstoffreichen Flyschstandorten. Die Bodenart sind Braunerden, die bei einer Verdichtung der Bodenschicht zu Pseudovergleyung neigen. Die Jahresmitteltemperatur liegt bei ca. 8^o C und die durchschnittlichen Niederschlagswerte betragen ca. 1250 mm/Jahr.

Somit waren insgesamt 14 mehrmals aufgemessene, unterschiedlich behandelte und teilweise ungleichaltrige gemischte Buchen–Fichtenprobeflächen verfügbar. Für sämtliche dieser Probeflächen standen die Koordinaten und die zum jeweiligen Aufnahmezeitpunkt gemessenen Brusthöhendurchmesser zur Verfügung. Anders als bei den verwendeten Fichten–Kiefernprobeflächen wurden die Baumhöhen und Kronenansatzhöhen nur fallweise und wenn, dann nicht an allen Bäumen erhoben.

Für die weitere Datenauswahl war nun wichtig, daß für einen Baum zumindest einmal eine Wiederholungsmessung von allen drei gewünschten individuellen Meßdaten (Brusthöhendurchmesser, Baumhöhe und Kronenansatzhöhe) verfügbar waren.

Bedenkt man, daß für die Koeffizientenschätzungen in dynamischen Modellen die Zuwächse als Differenzen von zu wiederholt gemessenen Durchmessern, Höhen und Kronenansätzen am selben Individuum benötigt werden, so wird deutlich, daß trotz der vielen auf den Probeflächen stockenden Bäume nur sehr wenige die gewünschten Verwendungsbedingungen erfüllten. Anders als bei Monserud (1975) und Pretzsch (1992) ist ja eine der wesentlichen Zielsetzungen dieser Arbeit, daß keine über heuristische Funktionen hergeleiteten Einzelbaumdaten mit den damit verbunden möglichen statistischen Problemen für die Koeffizientenschätzung verwendet werden sollen.

Für die Bestimmung der Buchen bzw. Fichtenbonitäten auf den jeweiligen Probeflächen wurde die Ertragstafel von Kennel (1972) für die Buche bzw. für die Fichte jene von Assmann und Franz (1963) verwendet. Diese beiden Ertragstafeln verwenden als Bonitätsangabe eine Oberhöhenbonität (Assmann 1961), also die erreichte Höhe zu einem bestimmten Alter.

Damit die Oberhöhenbonität bestimmt werden konnte, mußte neben dem bereits bekannten mittleren Bestandesalter die Bestandesoberhöhe hergeleitet werden. Die Berechnung der Oberhöhe je Baumart und Parzelle erfolgte nach dem von Petterson (1955) vorgeschlagenen

Funktionsschema mit den Eingangsvariablen Oberhöhe (OH) und Brusthöhendurchmesser (d) und den je Baumarten (Buche und Fichte) geschätzten Koeffizienten (a_0) und (a_1).

$$OH = \left(\frac{1}{a_0 + a_1 / d} \right)^3 + 1,3 \quad (29)$$

Als Datengrundlage dienten all jene Bäume, von denen sowohl Durchmesser als auch Höhenmessungen vorlagen. Mittels der geschätzten Koeffizienten der Höhenkurve und des ermittelten quadratischen Mittelstammes für die 100 stärksten Bäume je Hektar konnten die für die Bonitierung notwendige Oberhöhe abgeleitet werden

Da die 5 verwendeten Parzellen der Versuchsanlage Zwiesel 111 direkt nebeneinander angeordnet waren, wurde die baumartenweise Bonitierung für alle Parzellen gemeinsam durchgeführt. Das gleiche gilt auch für die jungen Buchenflächen aus dem Raum St. Leonhart, die zufällig die gleiche Oberhöhenbonität wie jene der Versuchsanlage Zwiesel 111 aufwiesen. Somit ergibt sich für das verfügbare Datenmaterial nur eine je Baumart konstante Oberhöhenbonität.

Geht man davon aus, daß sowohl bei den Arbeiten von Monserud (1975), Filla (1981) als auch von Pretzsch (1992) die Bonität keine signifikante Eingangsvariable in eines der jeweiligen Einzelmodelle (Höhen-, Durchmesserzuwachs, Mortalitätsmodell) darstellte, so kann man davon ausgehen, daß dies auch für die hier zu schätzenden Beziehungen zutrifft.

Sehr wohl wichtig ist die Bonität für die Bestimmung der potentiellen Zuwächse bzw. in weiterer Folge der Solitärkronenradien im Konkurrenzmodell auf Grund der Verwendung einer bonitätsabhängigen Oberhöhenfunktion. Dieser Umstand ist insofern von Bedeutung, da man auch andere Bestände simulieren möchte und nicht nur jene, die für die Koeffizientenbestimmung verwendet wurden.

Um dieses Problem gleich von Anfang an zu klären, soll an dieser Stelle festgehalten werden, daß im Modellablauf die Angabe der Bonität im Sinn der jeweiligen Ertragstafel vorgesehen ist. Damit sind für beide vorhandenen Mischungstypen Bestände beliebiger Bonität simulierbar, weil das Auffinden der bonitätsabhängigen Oberhöhenentwicklung, also das Einhängen in bekannte Oberhöhenfächer, gewährleistet ist.

Tabelle 6 gibt einen Überblick über die Charakteristik des verfügbaren Datenmaterials, bezogen auf den jeweiligen Erstaufnahmezeitpunkt der Probeflächen und der Konkurrenzvariablen in den Aufnahmeperioden.

Table 6: Darstellung der wichtigsten Bestandescharakteristika für die 5 aus dem Bayerischen Wald bzw. 9 aus St Leonhart verfügbaren Probeflächen. Die angegebenen Werte im oberen Teil der Tabelle beziehen sich auf den Bestandeszustand zum Zeitpunkt der Erstaufnahme im Jahre 1954 bzw. 1983. Im unteren Teil der Tabelle werden die für die Koeffizientenschätzung vorhandenen Periodenwerte der verwendeten Konkurrenzvariablen angegeben.

Table 6: Summary statistics of the available 5 permanent plots from the Bavarian Forest and the 9 plots from St Leonhart. The upper part of the table exhibits some stand data at plot establishment in 1954 and 1983 respectively, the lower part gives the competition variables used in the interpretation.

Variable	Mittelwert	kleinster Wert	größter Wert
Bestandesalter (Jahre) Buche	52	35	78
Fichte	57	50	59
Stammzahl (N/ha) Buche	2665	80	4120
Fichte	298	13	812
gesamt	2781	636	4120
Grundfläche (m ² /ha) Buche	18,4	0,3	22,9
Fichte	19,3	1,3	25,0
gesamt	25,7	18,1	40,0
Bonität * Buche	31,5	-	-
Fichte	40,0	-	-
Kronenverhältnis Buche	0,50	0,18	0,71
Fichte	0,48	0,08	0,89
CI Buche	1,51	0,10	6,37
Fichte	4,30	0,13	26,11
Δ CI Buche	0,08	0,00	2,45
Fichte	0,99	0,00	6,66

* Die Bonität wurde im Sinne der erreichten Oberhöhe im Alter 100 ermittelt und stellt somit eine Oberhöhenbonität (= Site Index) dar. Diese Oberhöhenbonität wurde für die Buche nach der Ertragstafel von Kennel (1972) und für die Fichte nach jener von Assmann und Franz (1963) bestimmt.

CI Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung (Ek und Monserud 1974)

Δ CI Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. unmittelbar nach erfolgter Freistellung

Einzelbaumwachstumssimulatoren prognostizieren das Wachstum von Bäumen unter anderem aus der nachbarschaftlichen Konkurrenz, die ganz allgemein über baumspezifische Konkurrenzindizes charakterisiert wird. Im Simulator FOREST (Monserud 1975) wird zu diesem Zwecke der von Ek und Monserud (1974) entwickelte Konkurrenzindex, der unter anderem auch die Höhe der Nachbarbäume als Gewichtungsfaktor mitberücksichtigt [siehe Gleichung (4)], verwendet. Um nun für jene Bäume für die alle gewünschten gemessenen Periodenwerte zur Verfügung standen, auch die entsprechenden Konkurrenzindizes nach Ek und Monserud (1974) ableiten zu können, wurden die fehlenden Baumhöhen der Nachbarbäume über die Altershöhendurchmesserkurve nach Pollanschütz (1974) berechnet.

$$h = e^{(a_0 + a_1 / A + a_2 / d + a_3 / (A \cdot d))} + 1,3 \quad (30)$$

h Baumhöhe (m)
 A Alter des Bestandes
 d Brusthöhendurchmesser (cm)
 a₀-a₁ geschätzte Koeffizienten

In Tabelle 7 sind die Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Baumarten Buche und Fichte im Buchen-Fichtenmischwald dargestellt.

Tabelle 7: Darstellung der geschätzten Koeffizienten nach der Altershöhendurchmesserkurve (Pollanschütz 1974) zur Ermittlung der fehlenden Baumhöhen im Buchen-Fichtenmischwald.

Table 7: Estimated coefficients of the age-height-diameter function (Pollanschütz 1974) for determining the missing tree heights of the Beech-Spruce stands.

Baumart	N	R	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃
Buche	418	0,98	4,510	-85,113	-12,927	200,898
Fichte	430	0,96	4,415	39,690	-18,428	274,790

N Anzahl der verfügbaren Werte
 R Korrelationskoeffizient
 a₀-a₃ geschätzte Koeffizienten

Damit war die Herleitung der Konkurrenzindizes nach Gleichung (4) für jeden der für die Berechnung miteinzubeziehenden Einzelbaum bzw. dessen Periodenwert möglich.

6. ERGEBNISSE

Auf die von Monserud (1975) für das Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell eingeführten Grenzen der Schätzvariation wurde verzichtet. Weiters sollten nur gemessene Einzelbaumwerte Verwendung finden. Damit bestand die Möglichkeit, daß einige der insgesamt vier im Simulator FOREST verwendeten Eingangsvariablen nicht in die zu entwickelnden Höhen- und Durchmesserzuwachsmodelle [Gleichung (11) und (16)] signifikant eingehen könnten bzw. ergaben erste Schätzversuche auf Basis einer nichtlinearen Regression, daß sich die Zuwachsmodelle unter den gewünschten Bedingungen nicht parametrisieren lassen.

Erster Schritt war daher die Testung, welche Eingangsvariablen den größten Beitrag für die zu erarbeitenden Modellbeziehungen liefern, damit in weiterer Folge diese systematisch unter Einhaltung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % in die je Baumart und Mischungstyp zu erarbeitenden Zuwachsmodelle eingebaut werden können. Dabei stellte sich heraus, daß sowohl in den Höhen- als auch in den Durchmesserzuwachsmodellen das Kronenverhältnis und der Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung die wichtigsten Eingangsvariablen sind.

Im Modell FOREST wird der Einfluß des Kronenverhältnisses in Form einer einfachen allometrischen Beziehung dargestellt. Erste Überlegung war daher, ob nicht eine andere, etwa als Parabel formulierte Abhängigkeit, den Einfluß des Kronenverhältnisses besser beschreiben könnte, da man davon ausgehen kann, daß beispielsweise der Höhenzuwachs von sehr freistehenden Bäumen nicht unbedingt der maximale ist.

Nachdem vor allem für die aus dem Bestandestyp Fichte-Kiefer stammenden Daten eine Vielzahl an Kronenablotungen verfügbar waren, wurde zusätzlich eine Erweiterung des Kronenverhältnisses etwa durch einen Quotienten aus potentieller und aktueller Kronenbreite getestet. Möglicherweise könnte man dadurch den Reduktionsfaktor für die Beschreibung der vergangenen Wachstumsbedingungen besser quantifizieren, da bei Miteinbeziehung der Kronenbreite die Kronenoberfläche als Vitalitätsweiser besser integriert sein müßte.

Daneben wurde versucht, den von Ek und Monserud (1974) erarbeiteten Konkurrenzindex durch die Einführung einer baumartenspezifischen Gewichtung zu erweitern. Die Idee war, daß beispielsweise eine Fichte überlappt von einer Kiefer höhere Zuwachsraten leisten müßte als umgekehrt und dies möglicherweise im Konkurrenzindex selbst nicht hinreichend genau zum Ausdruck kommt. Dies war vor allem auch deshalb von Interesse, weil erste Versuche einer Koeffizientenbestimmung überraschend geringe Bestimmtheiten (z.B.

Höhenzuwachsmodell der Kiefer) ergaben. Offensichtlich war der Erklärungswert der verwendeten Eingangsvariablen gering.

Als möglicher baumartenspezifischer Gewichtungansatz wurde für die Fichten-Kiefermischbestände der bekannte Unterschied in der Nadelmasse getestet. So hat eine gesunde Fichte 120 g Nadelmasse je cm^2 Kreisfläche am Kronenansatz (Eckmüller 1988), während die Kiefer nur 60 g/cm^2 (Freudhofmaier 1989) aufweist. Basierend auf diesem Verhältnis von 2 zu 1, wurde eine Gewichtung der ermittelten Konkurrenzindizes durchgeführt.

Würde man durch eine derartige Konkurrenzindexerweiterung eine bessere Beschreibung der Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Baumarten erreichen, so müßte das in allen zu erarbeitenden Modellbeziehungen und damit im gesamten Simulationsablauf zu einer Genauigkeitssteigerung führen.

Alle diese Versuche erbrachten im wesentlichen keine Erhöhung der Bestimmtheitsmaße bzw. führten sie zu unlogischen und eher zufälligen Modellbeziehungen. Sowohl eine andere als die allometrischen Beschreibung der Abhängigkeit für das Kronenverhältnis und dessen Erweiterung durch ein Maß der relativen Kroneneinengung als auch die baumartenspezifische Gewichtung der Konkurrenzindizes auf Basis der Nadelmassen erbrachten nicht die gewünschten Verbesserungen. Entweder die Grenzwertdefinitionen wurden nicht eingehalten, oder die höheren Bestimmtheitsmaße beruhten auf zufälligen Effekten, die ihre Ursache meist in der vorhandenen Datenstruktur hatten und nicht in logisch erkläraren Zusammenhängen.

Für die zu ermittelnden Zuwachsbeziehungen muß sich sowohl das Kronenverhältnis als Ausdruck der Konkurrenzsituation der Vergangenheit als auch der Overstocking Multiplier als Maß der gegenwärtig wirkenden Konkurrenz zwischen den beiden mit 0 und 1 definierten Grenzwerten bewegen. Eine Erhöhung der Bestimmtheitsmaße in den einzelnen Zuwachsfunktionen ohne Einhaltung der Grenzwertdefinitionen wurde als unsinning betrachtet. Zusätzlich sollte nur ein für alle Baumarten und Mischungstypen anwendbarer Funktionstyp verwendet werden.

Gleiches war auch für die zu erarbeitenden Kronenveränderungs- und Mortalitätsbeziehungen von Bedeutung. Die biologische Interpretierbarkeit möglicher Zusammenhänge war wichtiger als die Erhöhung der Genauigkeitsmaße gefundener Beziehungen, da man gerade bei der Beurteilung der statistischen Bestimmtheiten nie vergessen darf, daß diese sehr wesentlich von der Datenstruktur – heuristisch hergeleitete bzw. gemessene Eingangswerte – beeinflussbar sind.

6.1. Das Höhenzuwachsmodell

Sämtliche verfügbaren Einzelbaumdaten, von denen die tatsächlich gemessenen Eingangsvariablen Baumhöhe und Kronenansatzhöhe bekannt waren, wurden getrennt nach Baumart und Mischungstyp für die Parametrisierung verwendet.

Abweichend von den bereits von Hasenauer (1993) am gleichen Datenmaterial durchgeführten Parameterschätzungen, wurde auf eine dem Zufallsprinzip folgende Auswahl von ca. 20 Bäumen je Baumart, Probefläche und Beobachtungsperiode verzichtet. Dies war insbesondere für die verfügbaren Fichten–Kiefern Daten von Bedeutung, da damit einerseits eine wesentlich größere Anzahl an Bäumen zur Verfügung stand und andererseits auch bereits eine Vielzahl an Einwüchsen mitberücksichtigt werden konnte. Damit ist gewährleistet, daß der Charakter der Altersunabhängigkeit noch deutlicher in das Modell integriert ist.

Von den insgesamt 8 von Monserud (1975) vorgeschlagenen Koeffizienten und den 4 Eingangsvariablen gingen in die je Baumart und Mischungstyp geschätzten Beziehungen das Kronenverhältnis und der Konkurrenzindex unmittelbar nach erfolgter Kronenfreistellung mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ein. Einzig für die Fichte im Mischungstyp Fichte–Kiefer ergab die Hinzunahme der Freistellungsvariable eine signifikante Genauigkeitssteigerung. Das allgemeine Modell hat daher die Form:

$$\frac{ih_{\text{obs}}}{ih_{\text{pot}}} = CR^{b_6} \cdot \left(1 - e^{\frac{-b_4}{CI \cdot (1+b_2 \cdot \Delta CI)}}\right) \quad (31)$$

ih_{obs}	beobachteter Höhenzuwachs
ih_{pot}	potentieller Höhenzuwachs
CR	Kronenverhältnis
CI	Konkurrenzindex nach Kronenfreistellung [Gleichung (4)]
ΔCI	Freistellungsvariable, die die Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. nach erfolgter Freistellung ausdrückt.
b_2, b_4, b_6	geschätzte Koeffizienten

Die geschätzten Koeffizienten der Regressionsanalyse sind in Tabelle 8 dargestellt.

Tabelle 8: Ergebnisse der mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten für das Höhenzuwachsmodell der Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände. Die im Modell verwendeten Eingangsvariablen sind mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit gesichert von null verschieden.

Table 8: Results of the nonlinear regression runs for the height increment relationships for Norway spruce – Scots pine stands and the Common beech – Norway spruce stands. The estimated coefficients are significant at a 5 % probability level.

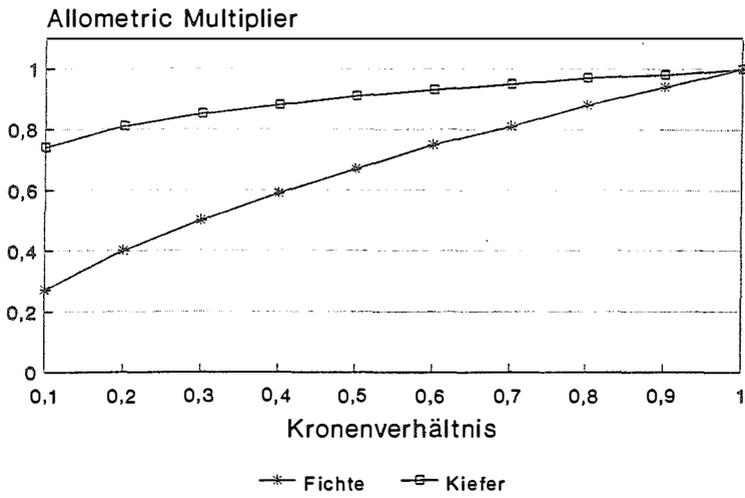
Mischungstyp	Baumart	N	R	b ₆	b ₄	b ₂
Fichte-Kiefer	Fichte	5468	0,58	0,559528	-3,935703	0,191261
	Kiefer	782	0,19	0,127456	-14,670508	-
Buche-Fichte	Buche	486	0,40	0,084529	-6,157679	-
	Fichte	192	0,45	0,240887	-3,952780	-

N Anzahl der verwendeten Periodenwerte
 R Korrelationskoeffizient
 b₂,b₄,b₆ geschätzte Koeffizienten

Als nächstes war der Einfluß der Eingangsvariablen auf das Höhenzuwachsmodell von Interesse. Zu diesem Zweck wurde die theoretische Entwicklung verschiedener Konkurrenzsituationen mittels Gleichung (31) und den je Baumart und Mischungsverhältnis bestimmten Koeffizienten ermittelt.

Abbildung 4 zeigt die Beziehungen zwischen dem Kronen- und Höhenzuwachsverhältnis, wie es etwa als Ausdruck der Konkurrenzsituation in der Vergangenheit vors

Fichten-Kiefernbestand



Buchen-Fichtenbestand

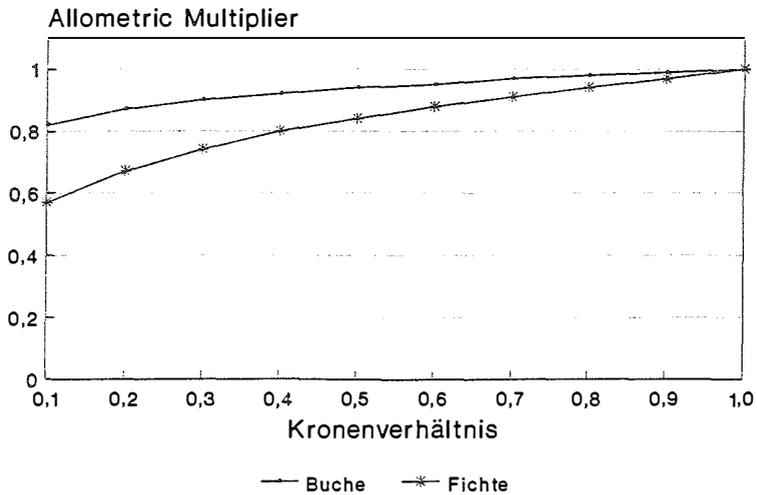
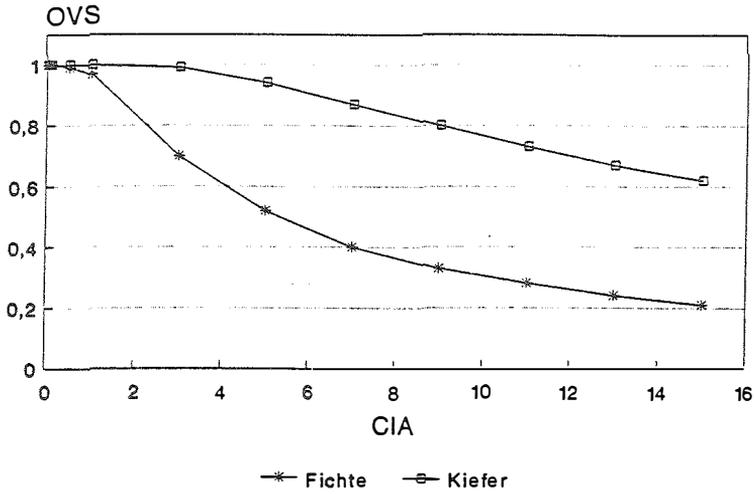


Abbildung 4: Allometric Multiplier ($CR^{b\delta}$) des Höhenzuwachses in Abhängigkeit vom Kronenverhältnis dargestellt je Baumart und Mischungstyp.

Figure 4: Allometric multiplier ($CR^{b\delta}$) for the height increment at a given crown ratio by tree species and mixed stand type.

Fichten-Kiefernbestand



Buchen-Fichtenbestand

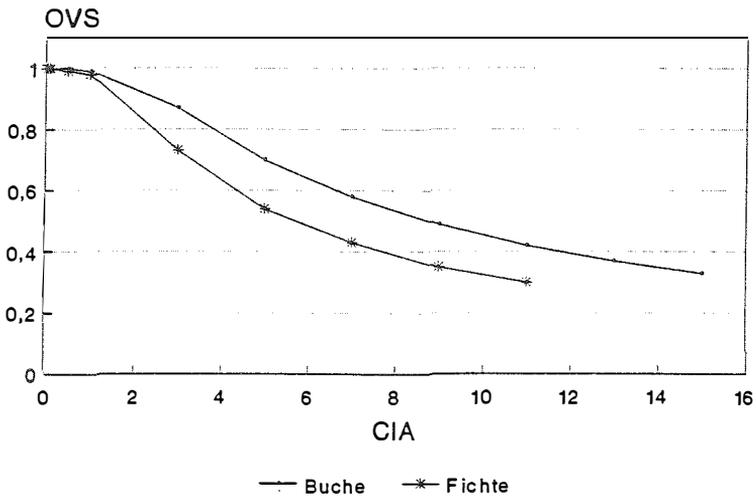


Abbildung 5: Entwicklung des Overstocking Multiplier (OVS) im Höhenzuwachsmodell in Abhängigkeit vom Überlappungsindex nach erfolgter Kronenfreistellung (CI) – getrennt nach Mischungstyp und Baumart – mit einem Kronenverhältnis von 1.

Figure 5: Overstocking multiplier (OVS) for the height increment depending on the competition index after crown release (CI) by tree species and stand mixture. The crown ratio is assumed to be 1.

Betrachtet man die Ergebnisse der Höhenzuwachsbeziehung der Fichte im Fichten-Kiefern-mischungstyp, so bedeutet der positive Koeffizient (b_2) eine Verzögerung in der Reaktion des Höhenwachstums auf Grund erfolgter Konkurrenzverringering. Offensichtlich können die Fichten auf günstigere Wachstumsbedingungen nur mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung reagieren.

Um nun den Einfluß der Verzögerung auf den Höhenzuwachsindex darstellen zu können, werden fünf unterschiedliche Fälle mit einem Konkurrenzindex (CI) von 1, 2, 3, 4 und 5 vor Kronenfreistellung und zunehmenden Freistellungsraten angenommen. Abbildung 6 zeigt den Prozentsatz des verringerten Höhenzuwachsverhältnisses im Vergleich zu einem Baum, der diese Wachstumsbedingungen bereits in der Vergangenheit hatte.

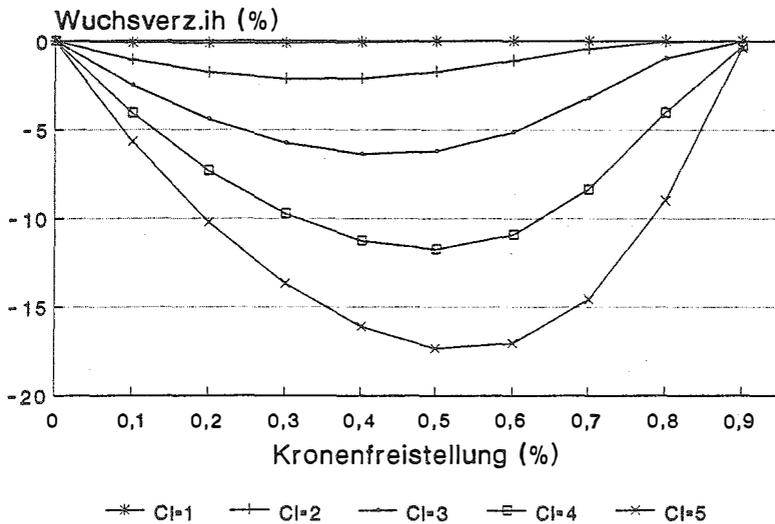


Abbildung 6: Prozentsatz der Verzögerung im Höhenzuwachsverhältnis (Wuchsverz. ih), verursacht durch eine Kronenfreistellung (ΔCI), bezogen auf fünf unterschiedliche Konkurrenzverhältnisse (CI) vor der Freistellung. Die Prozentsätze der Höhenzuwachsverzögerung repräsentieren den Einfluß der Kronenfreistellung gegenüber einem Baum, der diese günstigeren Wachstumsbedingungen schon in der Vergangenheit hatte.

Figure 6: Percentage of the time lag in the height increment ratio (Wuchsverz. ih), caused by crown release (ΔCI) at five different competition indices (CI) before crown release. The percentage in the height increment delay represents the influence of the crown release versus a tree which already had these growing conditions in the past.

6.2. Das Durchmesserzuwachsmo­dell

Wiederum wurden sämtliche verfügbaren Daten inklusive der Einwüchse für die Schätzung der Durchmesserzuwachsfunktion verwendet. Einige der 6 von Monserud (1975) vorgeschlagenen Koeffizienten und der 4 Eingangsvariablen stellten sich als nicht signifikant für die Beziehung heraus. Für Fichte und Kiefer waren mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit nur der Einfluß des Kronenverhältnisses und der Konkurrenzindex nach erfolgter Kronenfreistellung für die Beziehung signifikant. Für die Buche war dagegen das Kronenverhältnis nicht ausschlaggebend, dafür konnte mit dem Einbau der Freistellungsvariable eine signifikante Genauigkeitssteigerung erreicht werden.

$$\frac{id_{obs}}{id_{pot}} = CR^{b_6} \cdot \left(1 - e^{\frac{-b_4}{CI \cdot (1 + b_2 \cdot \Delta CI)}}\right) \quad (32)$$

id_{obs}	beobachteter Durchmesserzuwachs
id_{pot}	potentieller Durchmesserzuwachs
CR	Kronenverhältnis
CI	Konkurrenzindex nach Kronenfreistellung [Gleichung (4)]
ΔCI	Freistellungsvariable, die die Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. nach erfolgter Freistellung ausdrückt
b_2, b_4, b_6	geschätzte Koeffizienten

Tabelle 9 zeigt die mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten für die jeweilige Baumart und den Mischungstyp.

Tabelle 9: Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Durchmesserzuwachsbeziehungen für Fichte und Kiefer im Fichten-Kiefern-mischbestand und für Buche und Fichte im Buchen-Fichtenmischbestand. Die im Modell verwendeten Variablen sind mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit gesichert von null verschieden.

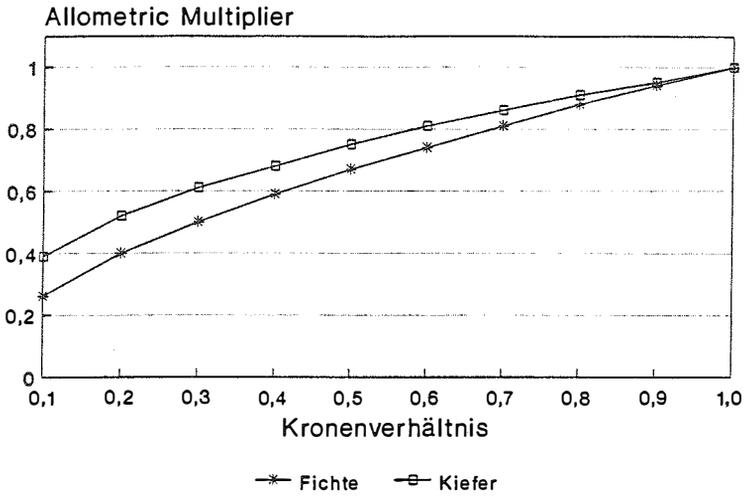
Table 9: Results of the nonlinear regression runs for the diameter increment relationships for Norway spruce – Scots pine and Common beech – Norway spruce stands. The parameters included in the model are significant at a 5 % probability level.

Mischungstyp	Baumart	N	R	b ₆	b ₄	b ₂
Fichte-Kiefer	Fichte	5468	0,67	0,568651	-1,097856	-
	Kiefer	782	0,41	0,405791	-3,536441	-
Buche-Fichte	Buche	486	0,76	-	-2,204936	-0,150230
	Fichte	192	0,64	0,554935	-2,339301	

N Anzahl der verwendeten Periodenwerte
 R Korrelationskoeffizient
 b₂,b₄,b₆ geschätzte Koeffizienten

Ähnlich wie für die Testung der Höhenzuwachsbeziehungen war der theoretische Einfluß der verwendeten Eingangsvariablen im jeweiligen Modell von Interesse. Abbildung 7 zeigt die Entwicklung des Allometric Multiplier (CR^{b_6}) auf den Durchmesserzuwachs ohne Konkurrenz einfluß und in Abbildung 8 sind die baumarten- und Mischungstypenabhängigen Overstocking Multiplier bei einem Kronenverhältnis von eins dargestellt. Für die Buche ist der Allometric Multiplier eine Konstante (Abbildung 7), da das Kronenverhältnis nicht signifikant in die Beziehung eingeht.

Fichten-Kiefernbestand



Buchen-Fichtenbestand

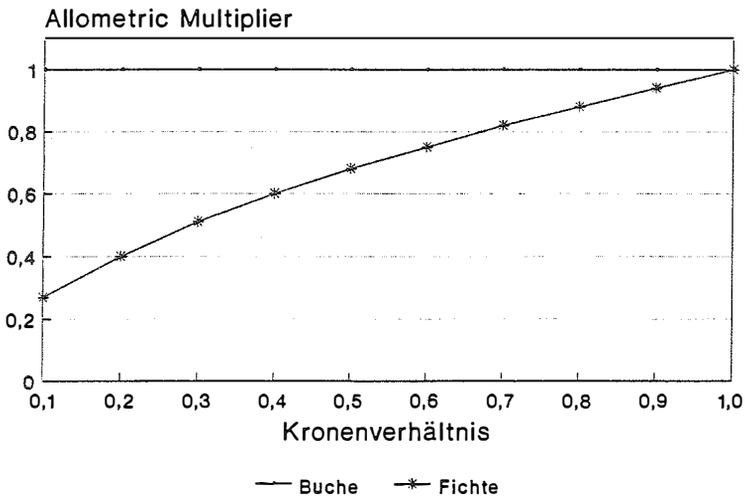
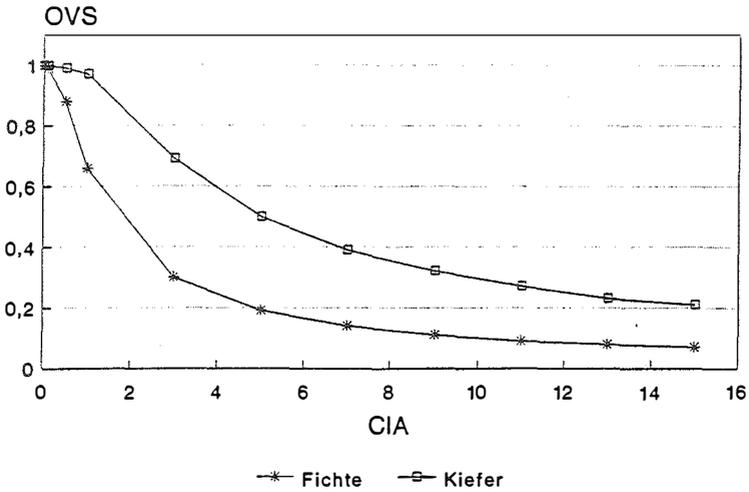


Abbildung 7: Entwicklung des Allometric Multiplier (CR^{b_0}) für das Durchmesserzuwachsmodell in Abhängigkeit vom Kronenverhältnis für jede der untersuchten Baumarten und Mischungstypen.

Figure 7: Allometric multiplier (CR^{b_0}) for the diameter increment at a given crown ratio by tree species and mixed stand type.

Fichten-Kiefernbestand



Buchen-Fichtenbestand

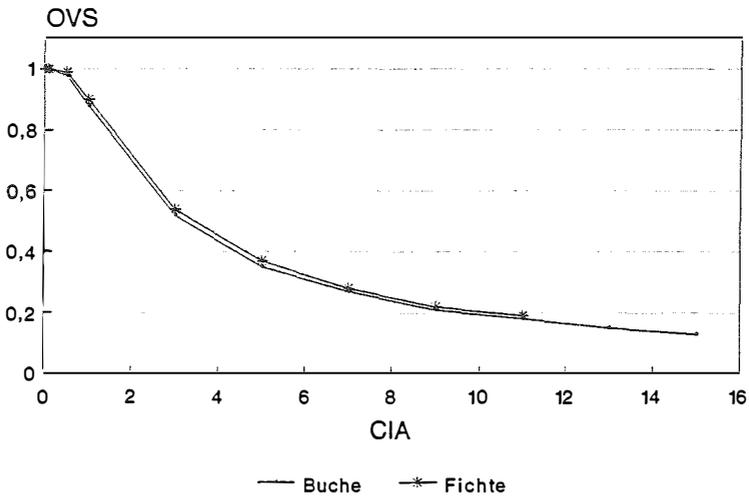


Abbildung 8: Entwicklung des Overstocking Multipliers (OVS) im Durchmesserzuwachsmmodell in Abhängigkeit vom Überlappungsindex nach erfolgter Kronenfreistellung (CI), getrennt nach Baumart und Mischungstyp und einem Kronenverhältnis von 1.

Figure 8: Overstocking multiplier (OVS) for the diameter increment depending on the competition index after crown release for each tree species and stand mixture. The crown ratio is assumed to be 1.

Betrachtet man die Ergebnisse für die Durchmesserzuwachsbeziehungen der Buche, so bedeutet der negative Koeffizient (b_2) einen Wuchsbeschleunigungseffekt. Der Durchmesserzuwachs der Buche reagiert damit sehr rasch auf die erfolgte Freistellung. Im Gegensatz zum Freistellungseffekt im Höhenzuwachsmodell der Fichte kann die Buche kurzfristig einen höheren Durchmesserzuwachs leisten, als es einem vergleichsweise schon länger unter ähnlichen Konkurrenzbedingungen erwachsenen Baumes entsprechen würde.

Um nun diesen Effekt, der auch als Wuchsbeschleunigung bezeichnet werden kann, auf das Durchmesserzuwachsverhalten zu testen, wurde ausgehend von Konkurrenzindizes (CI) von 1, 2, 3, 4 und 5 vor Kronenfreistellung der Einfluß einer zunehmenden Kronenfreistellung simuliert. In Abbildung 9 sind die Ergebnisse der Wuchsbeschleunigung für die Buche im Buchen-Fichtenmischwald dargestellt. Der prozentuelle Einfluß repräsentiert das höhere Zuwachsverhältnis für einen freigestellten Baum im Vergleich zu einem Baum, der diese Wachstumsbedingungen bereits in der Vergangenheit hatte.

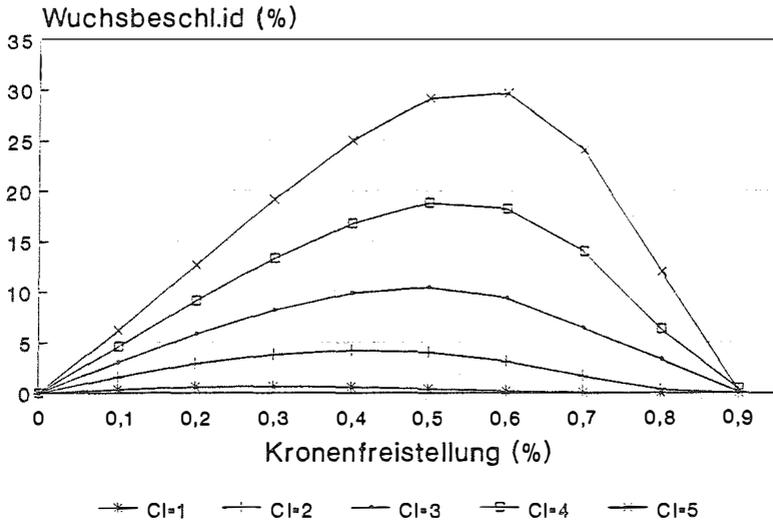


Abbildung 9: Prozentuelle Wuchsbeschleunigung im Durchmesserzuwachsverhältnis (Wuchsbeschl.id), verursacht durch die Kronenfreistellung (ΔCI) für fünf unterschiedliche Konkurrenzindizes vor der Kronenfreistellung. Die Prozentwerte ergeben sich aus dem Verhältnis eines freigestellten Baumes gegenüber einem schon in der Vergangenheit unter diesen Bedingungen erwachsenen Baumes.

Figure 9: Percentage of acceleration in the diameter increment ratio (Wuchsbeschl.id), caused by crown release (ΔCI) at five different competition levels before crown release. The rates in the diameter acceleration represent the influence of the crown release versus a tree which already had these growing conditions in the past.

Abschließend sei noch auf eine Besonderheit im Durchmesserzuwachsmodell der Buche hingewiesen, die die Wirkung der signifikant in das Modell eingehenden Freistellungsvariablen (ΔCI) betraf. Nachdem 79 der insgesamt 486 verfügbaren Periodenwerte der Buche aus anderen als 5 – jährigen Beobachtungsperioden stammten, wurde versucht, die Wirkung der im Durchmesserzuwachsmodell signifikant eingehenden Freistellungsvariable auf eine Abhängigkeit von der Periodenlänge zu testen.

Geht man davon aus, daß der gefundene Wuchsbeschleunigungseffekt mit zunehmender Periodenlänge abnimmt, so stellt sich die Frage, ob das Durchmesserzuwachsmodell nicht um eine, die zeitliche Abnahme des Wuchsbeschleunigungseffektes beschreibende Variable erweitert werden müßte, um somit den aus unterschiedlichen Periodenlängen stammenden Zuwachswerten gerecht zu werden.

Der Faktor der Periodenlänge ging nicht signifikant in ein entsprechend erweitertes Modell ein. Die Gründe sind relativ einfach durch die Datenstruktur erklärbar. Die unterschiedlich langen Beobachtungsperioden lagen nur für die alten Buchenbestände vor. Der im Modell wirksame Wuchsbeschleunigungseffekt ergab sich aber vor allem aus den jungen 5 – jährig beobachteten und sehr stark unterschiedlich behandelten Buchenreinbeständen (Durchforstungsstudie) von St. Leonhart. Dies entsprach genau einer optimalen Versuchsanlage für die Testung der Freistellungsvariable auf ihre Wirksamkeit im Zuwachsmodell, da man gerade in den jüngeren Beständen den Wuchsbeschleunigungseffekt erwarten kann. Die alten Buchenbestände aus Bayern mit ihren unterschiedlichen Beobachtungslängen zeigten nur sehr geringe Unterschiede in den Konkurrenzindizes vor bzw. nach erfolgter Freistellung, wodurch auch die nicht signifikante Wirkung der Periodenlänge in einem erweiterten Modell erklärbar wird.

6.3. Das Kronenmodell

Ausgehend von dem für ungleichaltrige Fichtenbestände entwickelten Kronenansatzveränderungsmodell von Hasenauer (1994), wurde anstelle des ideellen Alters der Brusthöhendurchmesser verwendet. Damit ist die für ungleichaltrige gemischte Bestände erwünschte Unabhängigkeit von einem Bestandesalter bzw. ideellem Alter erreicht.

Trotz der unterschiedlichen Aufnahmeintervalle auf den verfügbaren Buchen-Fichtenprobeständen hatte die Periodenlänge keinen signifikanten Modelleinfluß. Die Gründe dafür sind im Prinzip ähnlich wie bei der Freistellungsvariable im Durchmesserzuwachsmodell der Buche. Einerseits standen nur sehr wenige Werte aus anderen als 5 - jährigen Beobachtungsperioden (79 für die Buche und 23 für die Fichte) zur Verfügung und andererseits hatten diese eine überdurchschnittliche Häufung von Bäumen ohne Kronenansatzveränderung aufzuweisen. Da dieser Umstand in keiner Weise durch biologische Zusammenhänge zu erklären war, wurden für die Parameterisierung nur mehr Daten aus fünfjährigen Beobachtungsperioden verwendet.

Das endgültige dynamische Kronenmodell für die Schätzung der 5 - jährigen Kronenansatzveränderung hat daher die Form:

$$\Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)} \quad (33)$$

ΔHLC	Kronenansatzveränderung (m)
h	Baumhöhe (m)
CR	Kronenanteil
CI	Konkurrenzindex von Ek und Monserud (1974) nach erfolgter Kronenfreistellung [Gleichung (4)]
d	Brusthöhendurchmesser (cm)
b_0 - b_4	geschätzte Koeffizienten

Die Koeffizientenschätzung erfolgte mittels nichtlinearer Regression um auch eine Kronenansatzveränderung von null, die bei einer Linearisierung des Modells zu unsinnigen Werten geführt hätte, zu ermöglichen. Da die jeweiligen Einzelmodelle für die Baumart Fichte in den beiden unterschiedlichen Mischungstypen keine signifikanten Genauigkeitssteigerungen gegenüber einem über alle vorhandenen Fichtendaten gerechneten Modell erbrachten ($F_{5/5446}=1,89$), konnte auf eine Unterscheidung nach Mischungstypen verzichtet werden. In Tabelle 10 sind die geschätzten Koeffizienten getrennt nach den drei untersuchten Baumarten dargestellt.

Table 10: Ergebnisse der mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten des neu entwickelten dynamischen Kronenmodells zur Berechnung der Kronenansatzveränderung. Auf eigene Kronenmodelle für die Fichte in Abhängigkeit vom jeweiligen Mischungstyp konnte verzichtet werden, da sich keine signifikanten Genauigkeitssteigerungen gegenüber einem aus allen Daten berechneten Gesamtmodell ergaben.

Table 10: Results of the nonlinear regression runs for the new developed dynamic crown model for predicting the increase of the height to the base of the live crown. Because Norway spruce exhibits no significant differences between the two mixed stand types only one model was used.

geschätzte Koeffizienten	Fichte	Kiefer	Buche
b ₀	0,011064	0,024686	0,000014*
b ₁	0,849732	0,688157	2,510643
b ₂	4,357929	4,259448	6,082013
b ₃	-0,009736	-0,002976	-0,445864
b ₄	-0,051321	-0,045252	-0,013975
N	5451	705	417
R	0,61	0,54	0,53

N Anzahl der verwendeten Werte
R Korrelationskoeffizient

In Gleichung (33) muß der geschätzte Koeffizient (b₃) negativ sein, damit die erwünschten Einflüsse der nachbarschaftlichen Konkurrenz, ausgedrückt durch den verwendeten Konkurrenzindex (CI), erfüllt werden. Ist der Konkurrenzindex nach einer Freistellung sehr klein, so ist eine geringe Kronenansatzveränderung (ΔHLC) auf Grund der herrschenden Konkurrenzverhältnisse zu erwarten, und der Exponent muß daher eine hohe negative Zahl annehmen. Im umgekehrten Fall ist eine wesentliche Kronenansatzveränderung möglich, was auf Grund einer kleinen negativen Zahl im Exponenten zum Ausdruck kommt.

Als nächstes war der Vergleich des in Gleichung (33) dargestellten dynamischen Kronenmodells mit dem von Hasenauer (1994) für Fichte erarbeiteten Ansatz von Interesse. Zusätzlich dazu sollte das neue Modell mit der von Short und Burkhart (1992) an Kiefernplantagen erarbeiteten Beziehung verglichen werden. Die Unterschiede zum neu

entwickelten Modell bestehen darin, daß Short und Burkhart (1992) eine eigene Durchforstungsvariable eingebaut haben, den Konkurrenzindex nach Daniels (1976) berechnen und das mittlere Bestandesalter verwenden. Im Modell von Hasenauer (1994) geht anstelle des Brusthöhendurchmessers das ideelle Alter, berechnet aus der Umkehrung der Oberhöhenfunktion der jeweiligen Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität, in die Beziehung ein.

Als Vergleich werden die mittels nichtlinearer Regression berechneten Korrelationskoeffizienten je Baumart und Modell und die für jedes Modell ermittelten Restfehler herangezogen (Tabelle 11).

Tabelle 11: Genauigkeitsvergleich des verwendeten dynamischen Kronenmodells mit den bereits bekannten dynamischen Modellen von Hasenauer (1994) und Short und Burkhart (1992) getrennt nach Baumarten.

Table 11: Comparison of the accuracy between the new dynamic crown height increment model and the already known models developed by Hasenauer (1994) and Short and Burkhart (1992).

Baumart	N	Parameter	neues Modell ¹⁾	Hasenauer Modell ²⁾	Short-Burkhart Modell ³⁾
Fichte	5451	R	0,61	0,58	0,52
		$s_{\Delta HLC}$ (m)	0,92	0,94	1,09
Kiefer	705	R	0,54	0,52	0,59
		$s_{\Delta HLC}$ (m)	1,04	1,05	0,89
Buche	417	R	0,53	0,56	0,49
		$s_{\Delta HLC}$ (m)	0,97	0,93	1,06

$$1) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)}$$

$$2) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 IA)}$$

$$3) \quad \Delta HLC = b_0 T^{b_5} h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 CI + b_4 A)}$$

R Korrelationskoeffizient

$s_{\Delta HLC}$ Standardfehler bei der Schätzung der Kronenansatzveränderung

Alle drei Modelle sind prinzipiell für die Schätzung der Kronenansatzveränderung geeignet. Die Unterschiede in der Genauigkeit sind sehr gering und als eher zufällig anzusehen. Der eindeutige Vorteil des neu entwickelten Modells liegt aber in seiner Altersunabhängigkeit, die gerade für die Beschreibung ungleichaltriger Bestände eine wesentliche Bedeutung hat. Zusätzlich ist die Eignung des Konkurrenzindex von Ek und Monserud (1974) für die Beschreibung der Kronenansatzveränderung vorteilhaft, da damit der gleiche Konkurrenzindex wie im Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell verwendet werden kann.

6.3.1. Die Schätzgenauigkeit des dynamischen Kronenmodells

Um nun die möglichen Verbesserungen durch die Verwendung des neu entwickelten dynamischen Kronenveränderungsmodells abschätzen zu können, werden im folgenden die Schätzergebnisse mit dem derzeit im Simulator FOREST (Monserud 1975) verwendeten statischen Kronenmodell von Ek (1974) verglichen.

Mittels nichtlinearer Regression wurden die Koeffizienten der Gleichung (6) von Ek (1974) für jede der drei Baumarten bestimmt. Von den insgesamt vier im Modell vorgesehenen Koeffizienten gehen je nach Baumart zwei bzw. drei mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant in die Beziehung ein (Tabelle 12). Die abschließende Funktion zur Schätzung des Kronenansatzes hat daher die Form:

$$\text{HLC} = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} d^{b_3})} \quad (34)$$

HLC	Kronenansatzhöhe (m)
h	Baumhöhe (m)
d	Brusthöhendurchmesser (cm)
b_0, b_1, b_3	Koeffizienten

Tabelle 12: Ergebnisse der Koeffizientenschätzung für die statische Kronenansatzfunktion von Ek (1974) für jede der drei untersuchten Baumarten.

Table 12: Estimated coefficients of the static crown height function from Ek (1974) for the three different tree species.

Baumart	N	R	b_0	b_1	b_3
Fichte	5451	0,91	-1,333648	-0,854697	0,619972
Kiefer	705	0,97	-4,210275	-1,370017	0,531212
Buche	417	0,75	-0,125428	-	-0,437503

N Anzahl der Beobachtungen
 R Korrelationskoeffizient
 b_0, b_1, b_3 geschätzte Koeffizienten

Für die weitere Vorgangsweise gilt, daß die Kronenansatzveränderung je Einzelbaum beim gewählten dynamischen Modell [Gleichung (33)] direkt geschätzt wird. Für das statische Modell ergibt sich die Kronenansatzveränderung aus der Differenz der beiden mit Gleichung (34) ermittelten Kronenansätze jeweils am Beginn bzw. am Ende der Beobachtungsperiode.

Erster Schritt war die Überprüfung der Schätzungen der Kronenansatzveränderungen und damit der Kronenlängen für jede der drei untersuchten Baumarten. In Tabelle 13 sind die mittleren Differenzen der Fehlschätzung in Zentimeter mit ihren Standardabweichungen aus dem statischen [Gleichung (34)] und dem dynamischen Kronenansatzveränderungsmodell [Gleichung (33)] für das gesamte je Baumart verfügbare Datenmaterial und getrennt nach Beobachtungsperioden dargestellt. Positive Vorzeichen drücken eine Über-, negative eine Unterschätzung aus.

Table 13: Mittelwerte der Differenzen zwischen geschätzter und gemessener Kronenansatzveränderung für das gesamte, je Baumart verwendete Datenmaterial bzw. getrennt nach Beobachtungsperiode. Für die Buche stand für alle Probeflächen nur die erste Beobachtungsperiode zur Verfügung.

Table 13: Mean of the differences between estimated and observed increment rates of the height to the base of the live crown for the whole dataset and divided by observation periods. For Common beech only the first observation period was available.

Baumart	Beobachtungsperiode	N	dynamisches Modell ¹⁾		statisches Modell ²⁾	
			$\bar{\Delta}_d$ (cm)	$s\bar{\Delta}_d$ (cm)	$\bar{\Delta}_s$ (cm)	$s\bar{\Delta}_s$ (cm)
Fichte	1	1714	2,8	105,9	58,8	124,6
	2	1803	-2,6	84,8	26,9	97,3
	3	1934	20,8	95,0	47,9	108,1
	gesamt	5451	1,4	92,6	44,4	111,0
Kiefer	1	221	-21,1	105,1	-9,2	120,8
	2	238	11,1	99,8	9,7	125,8
	3	246	4,5	104,2	-29,1	137,2
	gesamt	705	-1,3	103,8	-9,8	129,2
Buche	1/gesamt	417	1,0	96,2	7,4	126,1

$$1) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)}$$

$$2) \quad HLC = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} d^{b_3})}$$

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}_d$ Mittelwert der Differenzen zwischen den geschätzten und gemessenen Kronenansatzveränderungen bei Verwendung von Modell 1

$s\bar{\Delta}_d$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_d$

$\bar{\Delta}_s$ Mittelwert der Differenzen zwischen geschätzten und gemessenen Kronenansatzveränderungen bei Verwendung von Modell 2 (Ek 1974).

Die Kronenansatzveränderung ergibt sich aus der Differenz zwischen Kronenansatz am Ende minus Kronenansatz am Beginn der Beobachtungsperiode

$s\bar{\Delta}_s$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_s$

Die Fehlschätzungen in der Kronenansatzveränderung (= bias des Modells) bei Verwendung des entwickelten dynamischen Modells sind wesentlich geringer als jene aus dem statischen Modell von Ek (1974). Einzig bei der Lichtbaumart Kiefer ist der Unterschied sehr gering. Die Kronenansatzschätzungen für Fichte weisen in der dritten Periode größere Fehlschätzungen als in den vorhergehenden Perioden auf. Grund dafür ist die starke Zunahme an Einwüchsen, die speziell in den Altbeständen zu einer breiteren Streuung des Datenmaterials führt.

Da in die ermittelten Höhen- und Durchmesserzuwachsmo-delle unter anderem das Kronenverhältnis eingeht, werden im folgenden die Differenzen der prozentuellen Fehlschätzungen im Kronenprozent untersucht. Weiters wurden die verwendeten Probeflächen in Abhängigkeit von ihrem mittleren Bestandesalter, bezogen auf den Zeitpunkt der Probeflächeneinrichtung, in drei Altersgruppen, – jung, unter 45 Jahre, – mittelalt, 45 bis 80 Jahre und – alt, über 80 Jahre, eingeteilt. In den Tabellen 14, 15 und 16 sind die Ergebnisse der mittleren prozentuellen Differenzen zwischen den beobachteten und den geschätzten Kronenansatzveränderungen mit den dazugehörigen Standardabweichungen für Fichte, Kiefer und Buche dargestellt. Ist die angeführte Differenz im Prozentwert negativ, so handelt es sich um eine Unterschätzung bzw. bedeuten positive Zahlen eine prozentuelle Überschätzung im Vergleich zum gemessenen Wert.

Tabelle 14: Mittelwerte und Standardabweichungen der prozentuellen Fehlschätzungen im Kronenprozent für die verfügbaren Fichtendaten getrennt nach Beobachtungsperiode für junge (Bestandesalter bei der Erstaufnahme unter 45 Jahre), mittelalte (45 bis 80 Jahre) und alte Bestände (über 80 Jahre).

Table 14: Mean and standard deviations of the crown ratio bias of Norway spruce in percent for young (stand age at plot establishment was less than 45 years) middle aged (stand age between 45 and 80 years) and old stands (stand age over 80 years at plot establishment) by observation period.

Bestandesalter	Beobachtungsperiode	N	dynamisches Modell ¹⁾		statisches Modell ²⁾	
			$\bar{\Delta}_d$ (%)	$s\bar{\Delta}_d$ (%)	$\bar{\Delta}_s$ (%)	$s\bar{\Delta}_s$ (%)
jung	1	1172	-1,5	11,5	10,1	13,8
	2	1316	-0,3	10,4	6,9	14,0
	3	1406	6,0	9,0	12,1	12,2
	gesamt	3894	1,6	10,8	9,8	13,5
mittel	1	183	0,1	8,1	5,1	10,0
	2	220	1,2	7,8	3,4	8,0
	3	238	-2,2	5,1	-2,3	6,6
	gesamt	641	-0,4	7,2	1,9	8,7
alt	1	359	1,0	7,7	3,6	8,6
	2	267	-0,7	6,5	0,9	7,1
	3	290	-2,3	7,3	-0,7	9,6
	gesamt	916	-0,5	7,4	1,4	8,7

$$1) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)}$$

$$2) \quad HLC = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} d^{b_3})}$$

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}_d$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung des Kronenprozent im dynamischen Modell

$s\bar{\Delta}_d$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_d$

$\bar{\Delta}_s$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung im Kronenprozent bei Verwendung des statischen Modells

$s\bar{\Delta}_s$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_s$

Tabelle 15: Mittelwerte und Standardabweichungen der prozentuellen Fehlschätzungen im Kronenprozent für die verfügbaren Kieferndaten getrennt nach Beobachtungsperiode für junge (Bestandesalter bei der Erstaufnahme unter 45 Jahre), mittelalte (45 bis 80 Jahre) und alte Bestände (über 80 Jahre).

Table 15: Mean and standard deviations of the crown ratio bias of Scots pine in percent for young (stand age at plot establishment was less than 45 years) middle aged (stand age between 45 and 80 years) and old stands (stand age over 80 years at plot establishment) by observation period.

Bestandesalter	Beobachtungsperiode	N	dynamisches Modell ¹⁾		statisches Modell ²⁾	
			$\bar{\Delta}_d$ (%)	$s\bar{\Delta}_d$ (%)	$\bar{\Delta}_s$ (%)	$s\bar{\Delta}_s$ (%)
jung	1	69	-5,0	13,1	-1,7	17,3
	2	90	2,3	13,0	2,6	19,3
	3	92	4,4	9,1	3,2	10,4
	gesamt	251	1,1	12,3	1,6	16,1
mittel	1	44	-0,8	5,5	-0,3	6,2
	2	48	0,3	4,7	-1,4	5,7
	3	60	-1,7	4,1	-5,6	5,6
	gesamt	152	-0,8	4,8	-2,7	6,2
alt	1	108	-0,5	4,0	-0,9	4,7
	2	100	0,8	4,1	1,1	4,9
	3	94	0,1	3,9	-1,2	5,0
	gesamt	302	0,1	4,0	-0,3	4,9

$$1) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)}$$

$$2) \quad HLC = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} d^{b_3})}$$

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}_d$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung des Kronenprozent im dynamischen Modell

$s\bar{\Delta}_d$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_d$

$\bar{\Delta}_s$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung im Kronenprozent bei Verwendung des statischen Modells

$s\bar{\Delta}_s$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_s$

Tabelle 16: Mittelwerte und Standardabweichungen der prozentuellen Fehlschätzungen im Kronenprozent für die verfügbaren Buchendaten getrennt nach jungen (Bestandesalter bei der Erstaufnahme unter 45 Jahre) und alten Beständen (über 80 Jahre). Für sämtliche Buchenbestände stand jeweils nur die erste Beobachtungsperiode zur Verfügung.

Table 16: Mean and standard deviations of the crown ratio bias of Common beech in percent for young (stand age at plot establishment was less than 45 years) and old stands (stand age over 80 years at plot establishment) by observation period. Only the first observation period should be used.

Bestandesalter	Beobachtungsperiode	N	dynamisches Modell ¹⁾		statisches Modell ²⁾	
			$\bar{\Delta}_d$ (%)	$s\bar{\Delta}_d$ (%)	$\bar{\Delta}_s$ (%)	$s\bar{\Delta}_s$ (%)
jung	1/gesamt	207	1,4	6,5	-3,6	7,6
alt	1/gesamt	210	-1,4	5,7	3,1	6,5

$$1) \quad \Delta HLC = b_0 h^{b_1} e^{(b_2 CR^{0,5} + b_3 / CI + b_4 d)}$$

$$2) \quad HLC = h \cdot e^{(b_0 h^{b_1} d^{b_3})}$$

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}_d$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung des Kronenprozentes im dynamischen Modell

$s\bar{\Delta}_d$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_d$

$\bar{\Delta}_s$ mittlere prozentuelle Fehlschätzung im Kronenprozent bei Verwendung des statischen Modells

$s\bar{\Delta}_s$ Standardabweichung von $\bar{\Delta}_s$

Betrachtet man die dargestellten Differenzbeträge, so fällt auf, daß gerade in den jungen Probeflächen das statische Modell wesentlich höhere Fehlschätzungen liefert als das neu entwickelte dynamische Kronenmodell. Damit wird deutlich, daß in diesen Beständen, in denen sich Kronenfreistellungen relativ rasch und unmittelbar auf das Wachstum auswirken, die Flexibilität des dynamischen Modells zu einer wesentlichen Genauigkeitssteigerung führt. Einzige Ausnahme bildet die Kiefer. Im Vergleich zur Fichte und Buche reagiert die Kiefer als Lichtbaumart in ihrem Wachstum am wenigsten auf Freistellungseffekte, was nicht zuletzt auf Grund ihres im Vergleich zu Fichte und Buche höheren kritischen Bestockungsgrades (Assmann 1961) zu erwarten war. Damit ist auch die Verbesserung, die man durch die Verwendung des dynamischen Modells erwarten kann, wesentlich geringer.

6.4. Das Mortalitätsmodell

Ausgangspunkt für die Erarbeitung geeigneter Mortalitätsbeziehungen war die Bestimmung der individuellen Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von den erhobenen Baumvariablen, die am Beginn einer Beobachtungsperiode zur Verfügung standen. Dies ist insofern zu betonen, als somit Eingangsvariable, die die Mortalitätswahrscheinlichkeit der laufenden Periode in Abhängigkeit von Zuwächsen der Vorperiode beschreiben, nicht mitberücksichtigt werden konnten. Besonders die im Rahmen des STAND PROGNOSES MODELS (Hamilton und Edwards 1976, Wykoff et al. 1982, Hamilton 1986) entwickelten Mortalitätsmodelle aber auch die Arbeiten von Buchman et al. (1983) und Vanclay (1991) verwenden den Durchmesserzuwachs der Vorperiode als Variable für Mortalitätswahrscheinlichkeiten der laufenden Periode. Derartige Informationen lagen für unsere Einzelbaumdaten nur für die 2. und 3. Periode im Fichten-Kieferentyp vor.

Da die 22 verfügbaren Fichten-Kiefernprobeflächen im Laufe der ersten Wachstumsperiode durch einen Schneebruch überdurchschnittlich stark aufgelichtet worden waren und damit keine durch Konkurrenz hervorgerufene Mortalität unterstellt werden konnte, wurde die erste Wachstumsperiode nicht für die Erarbeitung eines die reguläre Mortalität beschreibenden Modells mitberücksichtigt.

Sämtliche im Zuge von Pflegeeingriffen entnommenen Bäume wurden für die Ermittlung der Wahrscheinlichkeitsbeziehungen ausgeschieden. Perioden, die längere als 5 - jährige Aufnahmezyklen aufwiesen, wurden ebenfalls nicht mitberücksichtigt. Zu lange Periodenabschnitte sind für eine Schätzung von Mortalitätswahrscheinlichkeiten äußerst problematisch. Kleister (1972) und Kleister und Tidwell (1973) empfehlen beispielsweise einen maximalen Prognosezeitraum von 5 Jahren für ihre an Slash pine (*Pinus elliotii* Engelm.) und Loblolly pine (*Pinus taeda*) durchgeführten Studien über die Schätzgenauigkeit der Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Länge der Beobachtungsperiode. Ist diese zu lang, so verlieren die verwendeten Eingangsvariablen an Erklärungswert, da zu große Streuungen auftreten und statistisch gesicherte Abschätzungen von Effekten immer schwieriger werden.

Somit konnten auch die zweite und dritte Beobachtungsperiode im Buchen-Fichtenmischungstyp nicht für eine Erarbeitung von Mortalitätsbeziehungen herangezogen werden. Tabelle 17 gibt einen Überblick über die Anzahl der verfügbaren Daten je Baumart, Mischungstyp und Periode.

Table 17: Anzahl der in den 5 - jährigen Beobachtungsperioden verfügbaren toten bzw. lebenden Bäume je Baumart und Mischungstyp. Sämtliche auf Grund von Durchforstungseingriffen entnommenen Bäume wurden bereits ausgeschieden.

Table 17: Number of dead and living trees within the 5 year observation periods by tree species and mixed stand type. All thinned trees are excluded from the interpretation.

Mischungstyp	Baumart	Aufnahme- periode	tot	lebend
Fichte/Kiefer	Fichte-Litschau	2. Periode	371	1994
		3. Periode	582	2140
	Kiefer-Litschau	2. Periode	43	333
		3. Periode	35	330
Buche/Fichte	Buche-Bayern	1.Periode	24	730
	Buche-St.Leonhart	1.Periode	187	3283
	Fichte-Bayern	1.Periode	4	124

Ausgangspunkt für die Variablenauswahl bzw. deren Herleitung waren somit die am Beginn der jeweiligen Beobachtungsperiode verfügbaren Einzelbaumdaten wie Baumhöhe, Kronenansatzhöhe und Brusthöhendurchmesser bzw. Transformationen dieser. Eine weitere wichtige Vorgabe war, daß das Modell auch im Extrapolationsbereich stabil sein soll. Die Mortalität innerhalb eines Bestandes geht häufig in Wellen vor sich, die meist durch externe Einflüsse (Trockenjahr, Frost, etc.) ausgelöst werden bzw. führen besonders günstige Bedingungen zu einer kurzfristig zu geringen Mortalität.

Aus diesem Grund wäre es günstig, möglichst lange Beobachtungsreihen mit nicht zu langen Aufnahmeperioden (Kleister 1972) zur Verfügung zu haben, um somit kurzfristige Tendenzen besser erkennbar und interpretierbar zu machen. Hat man sogar nur eine einzige Periode, so besteht die Gefahr, daß zufällig in dieser Periode entweder eine zu hohe oder aber zu niedrige Mortalität auftritt. Damit kann es vor allem im Extrapolationsbereich zu einer systematischen Unter- oder Überschätzung der Mortalitätsraten kommen. Es war also notwendig, Variable einzubauen, die in irgendeiner Form auch einen Alterstrend beinhalten, um somit eine altersbedingte Änderung der Sterbewahrscheinlichkeit im Modell zu berücksichtigen.

Ein weiterer wichtiger Punkt bei der Beurteilung von Einzelbaumdaten ist die Verfügbarkeit von Periodendaten aus unterschiedlichen Aufnahmezyklen. Dadurch würden sich externe Einflüsse, die etwa ein ruckartiges Sterben von Bäumen verursachen (Trockenjahre etc.), ausgleichen, da bei immer gleichen Aufnahmezyklen auch immer die gleichen Effekte im Datenmaterial enthalten sind. Auch dieser Umstand stellt häufig ein sehr wichtiges Problem bei der Parametrisierung von Sterbmodellen dar, weil je nachdem um wieviel geringer oder höher die periodische Sterblichkeit im Vergleich zu einem Durchschnittswert war, entweder zu viele oder zu wenige Bäume für die Erarbeitung einer Modellbeziehung herangezogen werden.

Für die Beschreibung der Ausgangskonkurrenz wurde wiederum der von Ek und Monserud (1974) entwickelte Konkurrenzindex (CI) am Beginn der Wachstumsperiode herangezogen. Als weitere mögliche Eingangsvariable wurden das Kronenverhältnis (CR), die Konkurrenzfreistellung (Δ CI), das Höhen - Brusthöhendurchmesser Verhältnis (H/D - Wert), das Brusthöhendurchmesser Verhältnis eines Solitärs gleicher Höhe zum jeweiligen Brusthöhendurchmesser (ds), das Verhältnis zwischen Brusthöhendurchmesser zu Kreisflächenmittelstamm (dd), die Baumhöhe (h) und der Brusthöhendurchmesser (d) auf ihre Eignung im Modell getestet.

6.4.1. Das logistische Modell

Für die Schätzung der Wahrscheinlichkeitsbeziehung zwischen tot und lebend (1,0) wurden zwei verschiedene Statistikprogramm Pakete, BMDP (Dixon et al. 1983) und SAS (Sas Institute Inc. 1988), verwendet. Das Programmpaket BMDP bietet zwei Möglichkeiten der Koeffizientenschätzung: die Maximum Likelihood Ratio (MLR) und Asymptotic Covariance Schätzung (ACE), die die schnellere der beiden ist und somit für größere Datenmengen empfohlen wird. SAS verwendet in der als CATMOD bezeichneten Prozedur die MLR Annäherung und schätzt so das LOGIT. Das ist insofern zu betonen, da bei einem Vergleich der MLR Schätzungen zwischen den beiden Programmpaketen auf die Umkehrung der Vorzeichenfolge zu achten ist. Sowohl SAS als BMDP lieferten fast gleiche Resultate in der Koeffizientenschätzung.

Auf Grund der geringen Anzahl von geeigneten Fichtendaten für den Mischungstyp Buche-Fichte (4 tote und 124 lebende Bäume) war die Erarbeitung einer eigenen Mortalitätsfunktion für die Baumart Fichte für diesen Mischungstyp nicht möglich.

Für jede der drei Baumarten wurde versucht jene Eingangsvariablen ausfindig zu machen, die einerseits mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant in das Modell eingehen und

andererseits möglichst stabil auch im Extrapolationsbereich sind. Die beste gefundene Beziehung hat die allgemeine Form:

$$p = \frac{1}{1 + e^{(a_0 + a_1 CI + a_2 CR + a_3 d)}} \quad (35)$$

p	Mortalitätswahrscheinlichkeit für tot oder lebend (1,0)
CI	Konkurrenzindex nach Kronenfreistellung [Gleichung (4)]
CR	Kronenverhältnis
d	Brusthöhendurchmesser (cm)
a ₀ -a ₃	nach der Maximum Likelihood Methode zu schätzende Koeffizienten

In Abhängigkeit von der Baumart waren unterschiedliche Eingangsvariable für die Mortalitätswahrscheinlichkeit innerhalb einer 5 Jahresperiode ausschlaggebend. In Tabelle 18 sind die Ergebnisse der Koeffizientenschätzungen getrennt nach Baumarten dargestellt. Der "Goodness of Fit", als Maß für die Schätzgenauigkeit der logistischen Funktion, war in allen Fällen nahe 1 bzw. 1.

Tabelle 18: Darstellung der geschätzten Koeffizienten der logistischen Mortalitätsfunktion. Die geschätzten Koeffizienten sind mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit von null signifikant verschieden.

Table 18: Estimated coefficients of the logistic mortality function. All included variables in the model are significant at a 5 % probability level.

Baumart	N	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃
Fichte	5215	0,2567	-0,0721	2,7920	0,0961
Kiefer	741	-0,7907	-0,0455	5,2092	0,0710
Buche	4224	5,9485	-0,2416	-	-

N Anzahl der verfügbaren Bäume
a₀-a₃ mit Gleichung (35) nach der MLR Methode geschätzte Koeffizienten

Der Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung drückt die Ausgangssituation für die laufende Beobachtungsperiode aus. Somit kann man davon ausgehen, daß eine Verringerung der

Mortalitätswahrscheinlichkeit auf Grund erfolgter Freistellung im Index zum Ausdruck kommt. Das Kronenverhältnis kann als Ausdruck der Konkurrenzsituation der Vergangenheit interpretiert werden, während der Durchmesser des stadiale Alter und somit den Alterstrend beschreibt.

6.4.1.1. Die Schätzgenauigkeit der logistischen Funktion

Als nächstes sollte überprüft werden, ob die Annahme einer Mortalitätsbeziehung für Fichte unabhängig vom Mischungstyp zulässig ist. Zu diesem Zweck wurden die tatsächlichen Mortalitätsraten mit den aus der logistischen Funktion geschätzten Anzahlen verglichen und mittels χ^2 Test auf signifikante Unterschiede überprüft. Mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit unterschieden sich die Anzahlen in den einzelnen Mischungstypen der Fichte nicht ($\chi^2 = 0,59$), womit die Verwendung einer einzigen Mortalitätsfunktion für die Fichte auf den verfügbaren Probeflächen gerechtfertigt ist.

Ein ähnliches Gültigkeitsproblem der logistischen Mortalitätsfunktion ergibt sich auch für die aus unterschiedlichen Regionen stammenden und vollkommen unterschiedliches Bestandesalter und Mischungsverhältnis aufweisenden Buchenversuchsflächen. Die Buchenflächen aus St. Leonhart repräsentieren junge (Bestandesalter war 35 Jahre bei der Erstaufnahme) Buchenreinbestände, während die aus Bayern stammenden Buchendaten aus mit Fichte gemischten mittelalten (Bestandesalter ca. 80 Jahre bei der Erstaufnahme) Beständen stammten. Mittels χ^2 Test und den für alle verfügbaren Buchendaten geschätzten Koeffizienten wurden wiederum die beobachteten Werte mit den Erwartungswerten verglichen. Mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit bestehen keine signifikanten Unterschiede ($\chi^2 = 1,70$) im Mortalitätsverhalten zwischen den beiden unterschiedlichen Bestandestypen.

Schätzt man Mortalitätswahrscheinlichkeiten, so sollten die Schätzperioden nicht zu lange (Kleister 1972) sein, dafür wäre eine möglichst hohe Anzahl an aufeinanderfolgenden Perioden günstig. Nur so lassen sich kurzfristige Tendenzen ausgleichen, bzw. wären mit langen Beobachtungsreihen auch genaue Ursachenforschungen in bezug auf die von außen einwirkenden und somit den ruckartigen Wechsel in der Mortalität auslösenden Einflußfaktoren durchführbar. Als mögliche externe Einflußfaktoren wären etwa Trockenjahre, Frost, Kalamitäten, erhöhter Schadstoffeintrag etc. vorstellbar.

Für die Bestimmung der Mortalitätsraten standen leider nur für die aus dem Mischungstyp Fichte-Kiefer verfügbaren Probeflächen Daten aus mehr als einer Beobachtungsperiode (siehe Tabelle 17) zur Verfügung. Um nun aber zumindest für diese beiden Baumarten im jeweiligen Mischungstyp mögliche Vergleiche von periodenspezifischen Mortalitätsraten (2. und 3.

Periode) durchführen zu können, wurden die periodisch erwarteten Anzahlen an absterbenden bzw. überlebenden Bäumen mit den tatsächlich beobachteten verglichen und auf signifikante Unterschiede getestet. Dabei ergab sich für die Fichte ein gesicherter Unterschied in den Sterblichkeitsraten zwischen den beiden Perioden ($\chi^2 = 26,29^*$), während die Kiefer kein periodisch unterschiedliches Sterblichkeitsverhalten, gemessen an der Anzahl abgestorbener Bäume, zeigte ($\chi^2 = 1,43$).

Die periodischen Sterblichkeitsunterschiede sind nicht weiter überraschend und beweisen damit, welche Schwankungen möglich sind. Die Ursache für die geringere Anzahl abgestorbener Bäume in der 2. Periode ist möglicherweise eine Nachwirkung der durch den Schneebruch und im Zuge der anschließenden Aufarbeitung erfolgten Freistellung der verbleibenden Bäume aus der 1. Periode.

Daß die Kiefer gegenüber der Fichte keine periodischen Unterschiede aufweist, mag wohl in ihrer Lichtempfindlichkeit liegen. Während die Fichte eine gewisse Zeit auch im Druckstand überleben kann und erst dann stirbt, stirbt die Kiefer bei zu hoher Konkurrenz relativ rasch ab, wodurch beispielsweise dieser vorher erwähnte Freistellungseffekt aus der 1. Periode bei weitem nicht so lange anhält wie bei der Fichte.

6.4.2. Die Überlebensfunktion

Grundsätzlich sollen Wahrscheinlichkeitsfunktionen, die nur aus zwei möglichen Zuständen ermittelbar sind, nicht mit einer nichtlinearen Funktion geschätzt werden. Nachdem aber einige auf dieser Basis erarbeiteten Modelle Eingang in die Literatur gefunden haben (Burkhart et al. 1987, Amateis et al. 1989), wurde ergänzend zur logistischen Mortalitätsfunktion ein Überlebensmodell auf Basis eines regressionsanalytischen Ansatzes und den bereits im logistischen Modell verwendeten Eingangsvariablen erarbeitet. Ziel ist in erster Linie die Darstellung der Problematik bei Verwendung regressionsanalytischer Schätzverfahren für die Beschreibung von Überlebens- bzw. Sterbevorgängen. Sämtliche verfügbaren Werte wurden in lebend und tot (1,0) eingeteilt. Das Grundmodell unabhängig von der Baumart hat die Form:

$$p = b_0 \cdot CR^{b_1} \cdot \exp(b_2 \cdot CI^{b_3} + b_4 \cdot d) \quad (36)$$

p	Überlebenswahrscheinlichkeit für tot oder lebend (0,1)
CR	Kronenverhältnis
CI	Konkurrenzindex nach Kronenfreistellung [Gleichung (4)]
d	Brusthöhendurchmesser (cm)
b_0 - b_4	geschätzte Koeffizienten

In Tabelle 19 sind die mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten je Baumart unabhängig vom Mischungstyp dargestellt. Die angeführten Koeffizienten sind mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit von null verschieden.

Tabelle 19: Darstellung der mittels nichtlinearer Regression geschätzten Koeffizienten der Gleichung (36) je Baumart. Die Irrtumswahrscheinlichkeit für die geschätzten Koeffizienten beträgt 5 %.

Table 19: Estimated results from the nonlinear regression runs using equation (36) for each of the three tree species at a probability level of 5 %.

geschätzte Koeffizienten	Baumart		
	Fichte	Kiefer	Buche
b ₀	1,041619	1,063011	-
b ₁	0,115789	0,169782	-
b ₂	-0,023556	-0,027176	-0,000003869
b ₃	1,162794	0,824915	3,759520
b ₄	0,001494	0,003300	-
N	5215	741	4224
R	0,52	0,41	0,46

N Anzahl der verfügbaren Periodenwerte

R Korrelationskoeffizient

Ähnlich wie im LOGIT Modell ist eine einheitliche Überlebensfunktion für die Fichte unabhängig vom Mischungstyp ($\chi^2 = 0,41$) und eine für die Buche ($\chi^2 = 2,52$) unabhängig von der unterschiedlichen Herkunft und dem Bestandesalter mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit zulässig. Für die im Mischungstyp Fichte–Kiefer zur Verfügung stehenden beiden Perioden ergab sich ähnlich wie bereits im logistischen Ansatz für die Fichte ein signifikanter ($\chi^2 = 19,36^*$) und für die Kiefer kein signifikanter Unterschied ($\chi^2=0,87$) in den periodischen Sterblichkeitsraten.

6.4.2.1. Schätzgenauigkeit der Überlebensfunktion

Nachdem eine Überlebensfunktion auf Basis des regressionsanalytischen Ansatzes ihre Koeffizienten über die Minimierung der Abweichungsquadrate schätzt und nicht wie ein LOGIT Modell nach der Maximum Likelihood Methode, kann es bei der Wahrscheinlichkeitsschätzung sehr leicht zum Überschreiten der Grenzwertdefinitionen kommen. Bedenkt man, daß die eigentliche Absterbeentscheidung von der ermittelten Überlebenswahrscheinlichkeit und einer zwischen 0 und 1 erzeugten Zufallszahl abhängt, so wird deutlich, daß Bäume, die den Grenzwert überschreiten, nicht in den Auswahlmodus eingebunden werden können. Damit handelt es sich um einen klassischen "bias" im System.

Von Interesse war daher, wie genau sich die für die drei Baumarten geschätzten Beziehungen innerhalb der beiden Grenzwerte bewegen und wie hoch der Prozentsatz an eventuell den Grenzwert überschreitender Bäume für das verwendete Datenmaterial ist. Tabelle 20 zeigt die Variationsbreiten (kleinster bzw. größter Wert) der geschätzten Überlebenswahrscheinlichkeiten pro Baum. Weiters wird die Anzahl und der Prozentsatz der den Grenzwert von 1 überschreitenden Schätzungen (= bias) je Baumart angegeben.

Tabelle 20: Darstellung des kleinsten und größten Wahrscheinlichkeitswertes ermittelt aus Gleichung (36) mit der Anzahl bzw. dem Prozentsatz an den Grenzwert von 1 überschreitender Bäume je Baumart. Bei den angegebenen toten und lebenden Bäumen handelt es sich um die Beobachtungswerte. Sämtliche Bäume mit einer Überlebenswahrscheinlichkeit von über 1 würden nicht in einer Sterblichkeitsauswahl mit Zufallszahlen zwischen 0 und 1 enthalten sein.

Table 20: Lowest and highest probability values estimated with equation (36) and the estimated number of trees (n) and percentage (%) in relation to the total number with a survival probability of more than 1. The given numbers of dead (tot) and living (lebend) trees are observed cases. All trees with a survival rate of more than 1 would not enter a decision making process for determining tree mortality with random numbers between 0 and 1.

Baumart	N	kleinster/ größter Wert	tot	lebend	n	%
Fichte	5215	0,01 / 1,07	957	4258	439	8,4
Kiefer	741	0,27 / 1,11	78	663	92	12,4
Buche	4224	0,01 / 1,01	210	4014	1	0

- N Anzahl der verfügbaren Bäume
n Anzahl der Bäume, für die eine Überlebenswahrscheinlichkeit von größer als 1 geschätzt wurde
% Prozentsatz von n an N

Nachdem für das verwendete Datenmaterial nur die Fichte und die Kiefer die unerwünschten Überschätzungen zeigten, war die Frage von Interesse, ob sich diese Überschätzungen gleichmäßig auf die beiden zur Verfügung stehenden Beobachtungsperioden verteilen.

In Tabelle 21 sind die Variationsbreiten (kleinster bzw. größter Wert) der geschätzten Überlebenswahrscheinlichkeit pro Baum für die Baumarten Fichte und Kiefer und getrennt nach Beobachtungsperioden dargestellt. Weiters wird die Anzahl und der Prozentsatz der den Grenzwert von 1 überschreitenden Schätzwerte angegeben.

Table 21: *Periodenweise Darstellung des kleinsten und größten Wahrscheinlichkeitswertes mit der Anzahl bzw. dem Prozentsatz an den Grenzwert von 1 überschreitender Bäume je Baumart. Bei den angegebenen toten und lebenden Bäumen handelt es sich um die Beobachtungswerte in der Periode. Sämtliche Bäume mit einer Überlebenswahrscheinlichkeit von über 1 würden nicht in einer Sterblichkeitsauswahl mit Zufallszahlen zwischen 0 und 1 enthalten sein.*

Table 21: *Lowest and highest probability values estimated with equation (36) and the estimated number of trees (n) and percentage (%) in relation to the total number with a survival probability of more than 1. The given numbers of dead (tot) and living (lebens) trees are observed cases. All trees with a survival rate of more than 1 would not enter a the decision making process for determining tree mortality with random numbers between 0 and 1.*

Baumart	Periode	N	kleinster/ größter Wert	tot	lebens	n	%
Fichte	2.Periode	2365	0,03 / 1,07	371	1994	181	7,6
	3.Periode	2722	0,01 / 1,08	582	2140	258	9,5
Kiefer	2.Periode	376	0,30 / 1,11	43	333	54	14,4
	3.Periode	365	0,27 / 1,11	35	330	38	10,4

N Anzahl der verfügbaren Bäume
n Anzahl der Bäume, für die eine Überlebenswahrscheinlichkeit von größer als 1 geschätzt wurde
% Prozentsatz von n an N

7. MOSES

Ein Computerprogramm zur Modellierung von Wachstumsreaktionen

Um nun die einzelnen Module bzw. Teilmodelle in ein gemeinsames Ganzes zu vereinen und weiters auch eine einfach zu handhabende Modellvalidierung zu ermöglichen, wurde MOSES (Modelling Stand Response), ein visualisiertes interaktives Computerprogramm zur Modellierung von Bestandesreaktionen auf Grund unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungskonzepte entwickelt (Hasenauer et al. 1994). Das Programm MOSES basiert auf 5 – jährigen Wachstumsprognosen und beinhaltet sämtliche in den vorherigen Kapiteln beschriebenen Modellansätze und ihre Ergebnisse.

Für die Initialisierung eines Bestandes von 20 m x 20 m, wie es derzeit im Programm MOSES Version 1.2. vorgesehen ist, sind die x- und y-Koordinaten, der Brusthöhendurchmesser (d), die Baumhöhe (h) und die Kronenansatzhöhe (HLC) jedes einzelnen Baumes notwendig. Weiters ist eine Kennziffer für die Identifizierung der Baumart anzugeben. Die Bonitätsangabe für Fichte und Kiefer im Mischungstyp Fichte-Kiefer ist im Sinne der Ertragstafel nach Marschall (1975) bzw. im Buchen-Fichtenmischbestand für Buche nach der Buchenertragstafel von Kennel (1972) und für Fichte nach Assmann und Franz (1963) erforderlich. Unmittelbar nach der Initialisierung erfolgt die Berechnung der Konkurrenzindizes vor einer möglichen Kronenfreistellung nach dem von Ek und Monserud (1974) vorgestellten Verfahren der gewichteten potentiellen Überlappungszonen.

Als nächstes wird dem Benutzer eine graphische Darstellungsmöglichkeit in zwei bzw. dreidimensionaler Form geboten und eine Abfrage der wichtigsten Einzelbaumdimensionen (BHD, H/D – Wert) ist möglich. Ist ein bestimmtes Behandlungskonzept erwünscht, so ist dies an dieser Stelle im Programmablauf möglich. In der derzeitigen Version 1.2 sind nur Baumentnahmen vorgesehen. Der Benutzer kann seine Maßnahmen graphisch in zwei- und dreidimensionaler Form darstellen und diese auch wieder rückgängig machen. Das kann so oft erfolgen, bis der Bestand den gewünschten Ausgangszustand für die zu prognostizierende 5 – jährige Wachstumsperiode aufweist.

Der Programmschritt "Wachsen" bildet das Kernstück des Einzelbaumwachstumssimulators. Hier finden die gesamten Berechnungen des Einzelbaumwachstums für eine Fünfjahresperiode statt. Beginnend mit der Ermittlung der Konkurrenzindizes nach Freistellung, erfolgt als erstes die Berechnung der individuellen Höhen- und Durchmesserzuwächse [siehe Gleichung (31) und (32)]. Anschließend wird die Veränderung der Kronenansatzhöhe [siehe Gleichung (33)]

bestimmt. Als letzter Schritt erfolgt die Berechnung der individuellen Mortalitätswahrscheinlichkeiten [siehe Gleichung (35)].

Die eigentliche Entscheidung, ob ein Baum am Ende der Wachstumsperiode lebt oder abgestorben ist, erfolgt über einen gleichverteilten Zufallszahlengenerator. Ist die berechnete Mortalitätswahrscheinlichkeit größer als die ermittelte Zufallszahl, stirbt der Baum. Zusätzlich dazu ist im Programm MOSES Version 1.2. auch eine Sterblichkeit auf Grund von Schneebruchkatastrophen vorgesehen. Der modelltheoretische Ansatz dafür und auch die Verwendung im Simulationsablauf wurde aus dem Wachstumssimulationprogramm WASIM (Eckmüllner und Fleck 1989) entnommen und beruht auf den erarbeiteten Beziehungen von Schön (1982) und Sterba (1985), die aus den Gleichungen (9) und (10) ersichtlich sind.

Am Ende der Wachstumsperiode erfolgt ebenfalls eine graphische Darstellung mit den in der Periode abgestorbenen Bäumen. Die Einzelbaumdimensionen am Ende der Periode sind gleichzeitig die Initialisierungsdaten für die nächste Wachstumsperiode. Nach Beendigung einer Simulation werden einige Informationen der Bestandesentwicklung graphisch dargestellt. Derzeit sind die Entwicklung des laufenden Zuwachses, die Gesamtwuchsleistung und das Bestandesvolumen je Hektar vorgesehen.

In Abbildung 10 ist das Flußdiagramm des Simulationsablaufes von MOSES Verion 1.2 ersichtlich. Beispiele graphischer Darstellungsmöglichkeiten sind im Anhang ersichtlich.

MOSES

Ein Computerprogramm zur Modellierung von Wachstumsreaktionen

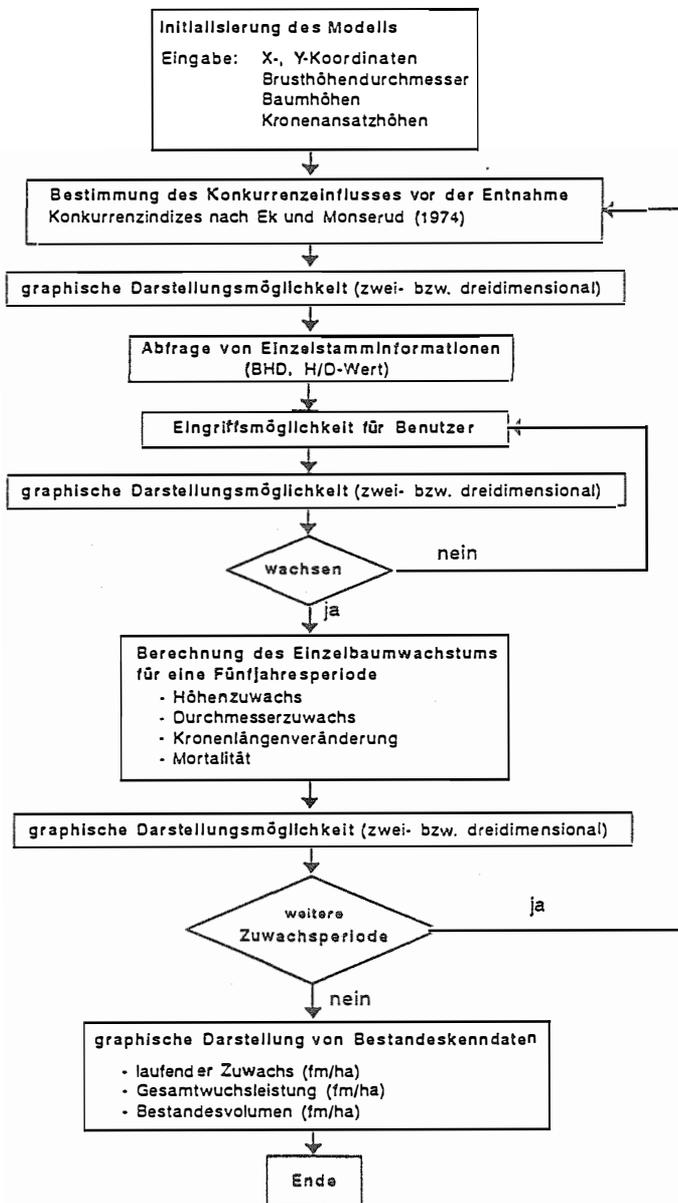


Abbildung 10: Flußdiagramm des visualisierten Wachstumssimulationsprogrammes MOSES Version 1.2.

Figure 10: Algorithm of the visualized growth simulator MOSES version 1.2.

8. VALIDIERUNG des MODELLS

Betrachtet man die in den vorherigen Kapiteln erarbeiteten Ansätze, so bleibt letztlich die Frage, wie die einzelnen Modelle in ihrer Gesamtheit wirken. Grundsätzlich geht es im gesamten Modellablauf neben einer möglichst genauen Beschreibung der einzelnen Teilschritte, vor allem um ein genau den natürlichen Bedingungen angepaßtes bzw. auf diese auch reagierendes Gesamtmodell.

Zu diesem Zweck wird eine Verifizierung bzw. Validierung und Plausibilitätskontrolle unter Verwendung von Daten, die einerseits bereits für die Parametrisierung verwendet wurden und andererseits von neuen, bisher im Datensatz nicht enthaltenen Probeflächen, durchgeführt.

Bei einer Validierung ergibt sich das grundsätzliche Problem, daß zur Testung eines erarbeiteten Modells über längere Zeitspannen bzw. ganze Umtriebszeiten nur selten geeignete Dauerbeobachtungsflächen zur Verfügung stehen. Zusätzlich besteht auch beim tatsächlichen Wachstum eines Bestandes eine zufällige Variation, die ihn jedesmal anders in seiner Entwicklung beeinflussen. Weiters ist ein mathematisches Modell immer eine Schematisierung und ihr Aussagewert hängt neben den richtigen Ansätzen auch vom verwendeten Datenmaterial ab. Je eher erhobene Daten das tatsächliche Spektrum von möglichen Bestandesentwicklungsphasen abdecken, desto mehr steigt der Aussagewert der gefundenen Beziehungen, da man grundsätzlich nur Effekte parametrisieren kann, die man auch erhoben hat.

An dieser Stelle sei noch einmal ausdrücklich betont, daß das Datenmaterial aus möglichst unterschiedlich dichten und ungleichaltrigen Beständen stammen sollte, die möglichst oft wiederaufgemessen wurden. Dabei sollten die Periodenlängen zwischen den einzelnen Aufmessungen nicht zu lange sein (Kleister 1972, Kleister und Tidwell 1973). Nur wenn häufigere Wiederholungsmessungen am gleichen Bestand vorliegen, lassen sich kurzfristige externe Einflüsse ausgleichen bzw. in weiterer Folge als Erklärungswert für mögliche Modelleinflüsse heranziehen. Ebenso sollten die Daten bzw. die Aufnahmeperioden aus versetzten Aufnahmezyklen bestehen, um somit einen geringeren Einfluß von möglichen Extremwerten (Trockenjahr, Frost etc.) auf das Datenmaterial zu erzielen.

Um nun die entwickelten Teilmodelle in ihrem Zusammenwirken auf Plausibilität und vor allem auch auf ihre biologische Sinnhaftigkeit überprüfen zu können, wurde mittels des Computerprogramms MOSES (Hasenauer et al. 1994) eine Validierung, basierend auf drei Ansätzen, wie folgt durchgeführt:

1. Vergleich des Volumszuwachses, ermittelt aus simulierten bzw. gemessenen Einzelbaumwerten jeweils zum Zeitpunkt der letztmaligen Aufmessung (= Volumszuwachsvergleich).
2. Vergleich der periodischen Durchmesser- und Höhenzuwachsdifferenzen an einigen Probestellen (= Zuwachsdifferenzenvergleich).
3. Plausibilitätskontrolle des Modells im Extrapolationsbereich (= Plausibilitätskontrolle).

Für die Validierung des Volumszuwachsvergleiches und des Zuwachsdifferenzenvergleiches wurden die je Mischungstyp und Baumart regional erarbeiteten Korrekturfaktoren mitberücksichtigt [siehe Gleichung (12) und (13)], da eindeutig systematische Abweichungen im Oberhöhenverlauf zwischen der jeweiligen bonitätsabhängigen Oberhöhenentwicklung der verwendeten Ertragstafeln und den aus Stammanalysen (Fichte-Kiefer) bzw. Oberhöhenstämmen (Buche-Fichte) gewonnenen Oberhöhenverläufen der Probestellen bestanden.

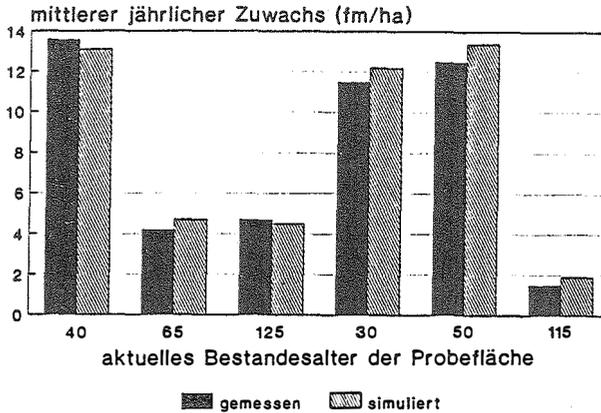
Für die Plausibilitätskontrolle in der Extrapolation wurde auf den Einbau der Korrekturwerte verzichtet. Gründe dafür sind, daß die abweichende Oberhöhenentwicklung zufällig nur für den sehr begrenzten Bereich des Aufnahmegebietes der Probestellen Gültigkeit haben könnte bzw. wenn tatsächlich ein Mehrzuwachs auf den Flächen auf Grund von Umwelteinflüssen stattfindet (Sterba 1983), wir nicht genau wissen, wie lange dieser anhält und ob nicht ein Zuviel an Einfluß (z.B. zu hoher Stickstoffeintrag) wiederum zu einem rapiden Zuwachsrückgang führt.

8.1. Volumszuwachsvergleich

Als Datengrundlage werden einige der bereits für die Parametrisierung verwendeten Probestellen herangezogen. Das Ausgangsvolumen ergibt sich auf Grund der Bestandesdaten zum Zeitpunkt der Erstaufnahme. Diese Einzelbaumwerte sind auch gleichzeitig die im Programm MOSES verwendeten Initialisierungsdaten. Damit ist das Ausgangsvolumen ident. In Abhängigkeit von der tatsächlichen Beobachtungsdauer werden die einzelnen Probestellen im Simulator so lange unter möglichst ähnlichen Bedingungen simuliert, bis sie jenem Alter entsprechen, für die die letzte Wiederholungsmessung zur Verfügung steht. Eventuelle Durchforstungseingriffe, die auf Grund der Kluppliste ersichtlich waren, wurden im Simulationsablauf zufällig durchgeführt.

In Abbildung 11 sind die ermittelten simulierten und gemessenen durchschnittlich jährlichen Volumszuwächse je Hektar für den Beobachtungszeitraum einiger Versuchspartellen je Bestandestyp angeführt. Das aktuelle Bestandesalter der Probefläche entspricht dem mittleren Alter zum Zeitpunkt der letztmaligen Aufmessung. Die Probeflächen im Fichten-Kiefern-mischbestand wurden 15 Jahre beobachtet und die angeführten Werte entsprechen dem durchschnittlich jährlichen Zuwachs je Hektar der letzten 15 Jahre. Im Bestandestyp Buchen-Fichten-mischwald sind die dargestellten durchschnittlich jährlichen Volumszuwachswerte je Hektar (aktuelles Alter der Fichten 89, jenes der Buchen 124 Jahre) jene der letzten 33 Jahre und für die jungen Buchenreinbestände (aktuelles Bestandesalter 40 Jahre) jene der letzten 5 Jahre.

Fichten-Kiefernbestand



Buchen-Fichtenbestand

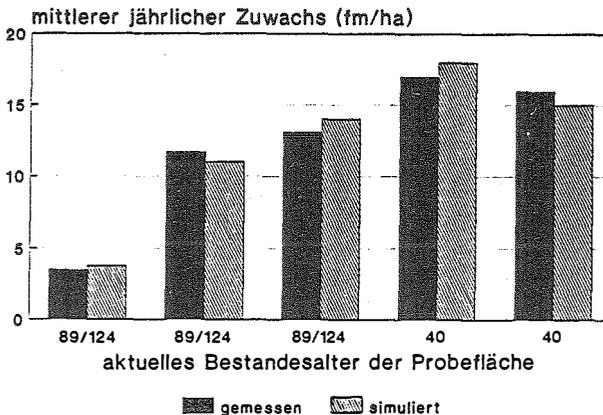


Abbildung 11: Vergleich zwischen den mittels MOSES simulierten und den aus den Aufmessungen bekannten mittleren jährlichen Volumszuwächsen je Hektar. Das aktuelle Bestandesalter ist das mittlere Bestandesalter zum Zeitpunkt der letztmaligen Aufmessung. Die mittleren jährlichen Zuwächse im Fichten-Kiefernbestand wurden für die letzten 15 Jahre berechnet. Im Buchen-Fichtenbestand gelten die angegebenen Zuwächse je Hektar und Jahr in den alten (Fichte 89, Buche 124) für die letzten 33 Jahre und in den jungen Buchenbeständen (Buche 40) für die letzten 5 Jahre.

Figure 11: Comparison between the observed and with MOSES simulated annual volume increment rates per hectare. The stand age represents the mean stand age at plot establishment. The mean annual increment rates per hectare in the Norway spruce - Scots pine stands were calculated for the last 15 years. In the Common beech - Norway spruce stands the given increments per hectare for the old stands (Spruce 89, Beech 124) were calculated for the last 33 years versus for the young Common beech stands (Beech 40) the average of the last 5 years is given.

Betrachtet man die Abbildung 11, so fällt auf, daß die durchschnittlichen Zuwachswerte der alten Buchen-Fichtenmischbestände in ihrem durchschnittlichen jährlichen Zuwachs der letzten 33 Jahre sehr stark variieren und das zwei dieser Bestände unerwartet hohe Zuwachsraten (ca. 12 und 14 fm/Jahr) aufweisen. Der Grund dafür liegt im Fichtenanteil bzw. im Grad der Ungleichaltrigkeit. Hoher und jüngerer Fichtenanteil bzw. höherer Anteil an stadial jungen Buchen führt zu hohen Zuwachsraten auch im fortgeschrittenen Bestandesalter. Weiters darf man nicht vergessen, daß sich die Altersangabe immer auf die in der Oberschicht wachsenden Bäume bezieht und somit mögliche Einwüchse nicht in die mittlere Altersangabe eingehen.

Ganz allgemein sind die Unterschiede zwischen den simulierten und den tatsächlich beobachteten Zuwächsen sehr gering, was im Grunde auch nicht weiter überraschend ist, da die in Abbildung 11 dargestellten Probestflächen zur Parametrisierung der Zuwachsbeziehungen herangezogen wurden. Es handelt sich also um eine erste auf logische Fehler ausgerichtete Überprüfung der gefundenen Beziehungen.

Die dargestellten Volumszuwachswerte entsprechen somit der summarischen Wirkung des Durchmesser- und Höhenzuwachsmodells. Die Unterschiede zwischen simulierten und beobachteten Volumszuwächsen ergeben sich demnach aus dem Restfehler der für die Volumsberechnung notwendigen Formzahl, dem Einfluß der Mortalitätsbeziehung und der zufälligen Abweichung der einzelnen Probestfläche gegenüber dem gesamten zur Koeffizientenschätzung verwendeten Datenmaterial.

8.2. Zuwachsdifferenzenvergleich

Am Beispiel von drei Versuchspartzen, die nicht für die Parametrisierung verwendet worden waren, wird ein Vergleich der simulierten und gemessenen periodischen Höhen- und Durchmesserzuwächse durchgeführt. Schätzt das Modell richtig, müssen die Differenzen in den Zuwächsen innerhalb einer Periode gegen null gehen.

Folgende Vorgangsweise wurde festgelegt:

- Ausgangspunkt sowohl der Simulation als auch der tatsächlichen Probestflächenwerte ist wiederum die Erstaufnahme der jeweiligen Probestfläche. Diese Daten dienen als Initialisierung für das Simulationsprogramm MOSES.
- Aus der Differenz der jeweiligen Wiederholungsmessungen werden die tatsächlichen Höhen- und Durchmesserzuwächse je Baum auf der Probestfläche errechnet.

- Die prognostizierten Werte ergeben sich aus den Simulationsergebnissen des Programmes MOSES. Der prognostizierte Zuwachs für eine 5 - Jahresperiode addiert mit dem Ausgangszustand ergibt den Einzelbaumwert am Ende der Wachstumsperiode bzw. den Ausgangszustand für die nächste Wachstumsperiode.
- Im Zuwachsvergleich werden nur jene Bäume verwendet, von denen sowohl simulierte als auch gemessene Werte zur Verfügung stehen.
- Abschließend soll ein Signifikanztest der ermittelten Zuwachsdifferenzen durchgeführt werden.

Für einen Test des Funktionschemas im Bestandestyp Fichte-Kiefer standen eine junge, zum Zeitpunkt der Erstaufnahme etwa 20 Jahre alte Fichten-Kieferndickung und ein aufgelichteter ca. 110 Jahre alter Fichtenaltholzbestand zur Verfügung. Der junge Fichten-Kiefern-mischbestand befindet sich im gleichen Gebiet wie die für die Koeffizientenschätzungen verwendeten Probeflächen, während der aufgelichtete Fichtenaltbestand zwar dem gleichen Wuchsgebiet zuzuordnen ist, aber aus einer ca. 100 km entfernten und auf 760 m Seehöhe befindlichen Versuchsanlage stammt.

Beide Flächen wurden mehrmals behandelt und insgesamt dreimal wiederaufgemessen. Somit lagen drei Perioden für den Vergleich der Höhen- und Durchmesserzuwachsweite vor. In Tabelle 22 sind die ermittelten Differenzen zwischen den simulierten und gemessenen Höhen- und Durchmesserzuwachsen in Prozent vom gemessenen Periodenzuwachs für den jungen Fichten-Kiefern-mischbestand und in Tabelle 23 für den Fichtenaltbestand ersichtlich. Positive Werte bedeuten eine Überschätzung, negative eine Unterschätzung des 5 - jährigen Zuwachses.

Tabelle 22: Darstellung der Zuwachsdifferenzen in Prozent vom tatsächlichen Zuwachs für einen zum Zeitpunkt der Erstaufnahme ca. 20 Jahre alten Fichten-Kiefern-mischbestand getrennt nach Baumarten. Positive Durchmesserzuwachs- (Δid) bzw. Höhenzuwachsdifferenzen (Δih) bedeuten eine Überschätzung im Simulationsablauf, negative eine Unterschätzung. Die Periodenlänge beträgt jeweils 5 Jahre. Die Probefläche befindet sich im selben Gebiet wie die zur Parametrisierung verwendeten Eingangsdaten.

Table 22: Percentage of the deviation between observed and predicted periodical diameter (Δid) and height increment (Δih) rates for a young, at plot establishment 20 years old mixed Norway spruce – Scots pine stand. A positive percentage accounts for an over-, a negative for an underestimation, respectively. The length of each growing period was 5 years.

Baumart	Periode	Zuwachsdifferenz	N	$\bar{\Delta}$ (%)	$s\bar{\Delta}$ (%)	t - Wert
Fichte	1	Δid (%)	207	11	120	1,31
		Δih (%)		18	077	3,17*
	2	Δid (%)	123	10	106	1,14
		Δih (%)		-15	127	1,92
	3	Δid (%)	79	-12	047	1,12
		Δih (%)		5	126	0,56
Kiefer	1	Δid (%)	40	-10	153	1,24
		Δih (%)		-14	119	0,90
	2	Δid (%)	22	-16	161	0,75
		Δih (%)		-25	150	0,82
	3	Δid (%)	11	-5	124	0,42
		Δih (%)		-8	101	0,62

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}$ Mittelwert der Differenzen zwischen simulierten und gemessenen Zuwächsen in Prozent vom gemessenen Periodenzuwachs

$s\bar{\Delta}$ Standardabweichung um die mittlere Zuwachsdifferenz

* mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit unterscheiden sich die Zuwächse

Tabelle 23: Darstellung der Zuwachsdifferenzen in Prozent vom tatsächlichen Zuwachs für einen zum Zeitpunkt der Erstaufnahme ca. 110 Jahre alten Fichtenreinbestand. Positive Durchmesserzuwachs- (Δid) bzw. Höhenzuwachsdifferenzen (Δih) bedeuten eine Überschätzung im Simulationsablauf, negative eine Unterschätzung. Die Periodenlänge beträgt jeweils 5 Jahre. Die verwendeten Daten kommen aus einer Versuchsanlage, die ca. 100 km von den für die Parametrisierung verwendeten Probestflächen entfernt liegt.

Table 23: Percentage of the deviation between observed and predicted periodical diameter (Δid) and height increment (Δih) rates for an old, at plot establishment 110 years old Norway spruce stand. A positive percentage accounts for an over-, a negative for an underestimation, respectively. The length of each growing period was 5 years. The stand was located about 100 km from the plots used in the intertation.

Periode	Zuwachs - differenz	N	$\bar{\Delta}$ (%)	$s\bar{\Delta}$ (%)	t - Wert
1	Δid (%)	59	-25	99	1,93
	Δih (%)		-36	76	3,64*
2	Δid (%)	52	-12	80	1,08
	Δih (%)		-51	77	4,80*
3	Δid (%)	52	-21	94	1,61
	Δih (%)		-47	62	5,74*

N Anzahl der Beobachtungen

$\bar{\Delta}$ Mittelwert der Differenzen zwischen simulierten und gemessenen Zuwächsen in Prozent vom gemessenen Periodenzuwachs

$s\bar{\Delta}$ Standardabweichung um die mittleren Zuwachsdifferenzen

* mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit unterscheiden sich die Zuwächse

Für den Bestandestyp des Buchen-Fichtenmischwaldes stand eine zum Zeitpunkt der Erstaufnahme 106 Jahre alte mit Buchen bestockte Fläche mit 2 kleineren Fichten im Nebenbestand zur Verfügung. Bei der verwendeten Probestfläche handelt es sich um die Parzelle 8 des Versuches Zwiesel 111, die erst im Jahre 1982 von Pretzsch (1992) angelegt wurde. Damit liegt die zu testende Probestfläche in unmittelbarer Nähe der für die Parametrisierung verwendeten Daten des Bayerischen Waldes. Der Beobachtungszeitraum beträgt 5 Jahre. Die Ergebnisse des Durchmesser- und Höhenzuwachsvergleiches zwischen den simulierten und den gemessenen Zuwächsen sind in Tabelle 24 ersichtlich.

Table 24: Darstellung der Zuwachsdifferenzen in Prozent vom tatsächlichen Zuwachs für einen zum Zeitpunkt der Erstaufnahme ca. 106 Jahre alten Buchenreinbestand. Positive Durchmesserzuwachs- (Δid) bzw. Höhenzuwachsdifferenzen (Δih) bedeuten eine Überschätzung im Simulationsablauf, negative eine Unterschätzung. Die Periodenlänge beträgt 5 Jahre.

Table 24: Percentage of the deviation between observed and predicted periodical diameter (Δid) and height increment (Δih) rates of a 5 year period in an 106 year old Common beech stand. A positive percentage accounts for an over-, a negative for an underestimation, respectively.

Baumart	Zuwachs - differenz	N	$\bar{\Delta}$ (%)	$s\bar{\Delta}$ (%)	t - Wert
Buche	Δid (%)	34	3	97	0,15
	Δih (%)		-9	143	0,53

- N Anzahl der Beobachtungen
 $\bar{\Delta}$ Mittelwert der Differenzen zwischen simulierten und gemessenen
 Zuwächsen in Prozent vom gemessenen Periodenzuwachs
 $s\bar{\Delta}$ Standardabweichung um die mittleren Zuwachsdifferenzen
 * mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit unterscheiden sich die Zuwächse

Betrachtet man die in den Tabellen 22 bis 24 angeführten Zuwachsdifferenzen, so fallen die geringen Fehlschätzungen des erarbeiteten Modells für die jungen Fichten-Kiefernmischbestandsfläche und die Buchenaltholzfläche auf. Das Fichtenaltholz weist vor allem im Höhenzuwachs eine erhebliche Unterschätzung im Modell auf.

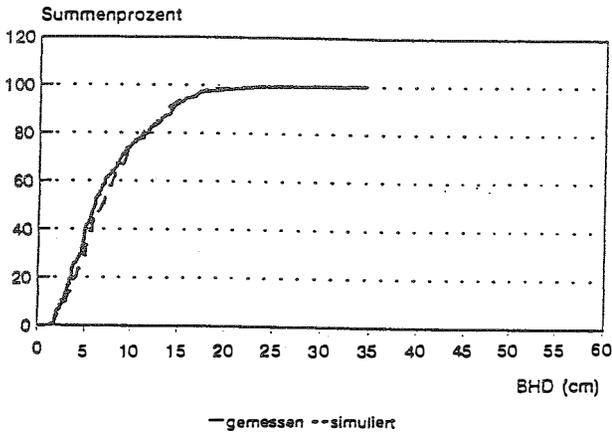
Während der getestete Fichten-Kiefernmischbestand und der Buchenaltholzbestand von jeweils gleicher regionaler Herkunft und dem gleichen Aufnahmerhythmus der zur Parametrisierung verwendeten Daten entsprach, stammte der getestete Fichtenaltholzbestand aus einer ca. 100 km entfernten Versuchsanlage mit einem versetzten fünfjährigen Aufnahmezyklus.

Die vergleichsweise großen Unterschätzungen im Simulationsablauf dürfte bereits auf den regionalen Unterschied zu den für die Koeffizientenschätzung verwendeten Probestellen zurückzuführen sein. Weiters ist bekannt, daß mit zunehmendem Alter eine mögliche Unterschätzung des Oberhöhenverlaufes in der Ertragstafel nicht linear, wie etwa für die q -

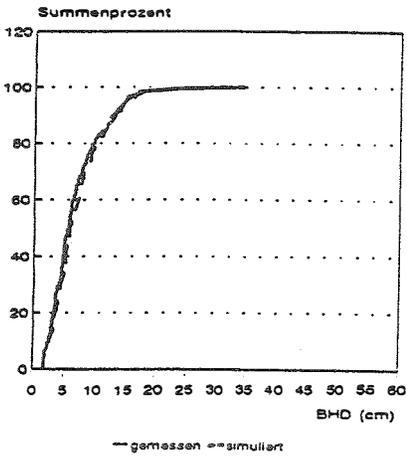
Wertberechnung in Gleichung (13) angenommen, sondern exponentiell verlaufen kann (Sekot 1990). Damit verbunden ist eine mit dem Alter rasche Zunahme der Unterschätzung des potentiellen Höhenzuwachses, was im weiteren auch zu geringeren aktuellen Höhen- und Durchmesserzuwächsen führt. Ideal wäre, einen eigenen Korrekturfaktor für die zu testende Fläche zu erarbeiten.

Als nächstes sollte ein Vergleich der Durchmesserverteilungen zwischen den simulierten und gemessenen Beständen durchgeführt werden. Dazu wurden die Summenprozente jeweils zum Zeitpunkt der letztmaligen Wiederaufmessung verglichen. Es handelt sich dabei um die bereits in den Tabellen 22–24 angeführten Bestände. In Abbildung 12 sind die Summenprozente für den jungen Fichten–Kiefernmischbestand gemeinsam bzw. je Baumart am Ende der 15 – jährigen Beobachtungsperiode dargestellt. Der ebenfalls mit dem erarbeiteten Funktionsschema für den Fichten–Kiefernmischbestand simulierte Fichtenaltholzbestand ist mit seinen nach 15 Jahren simulierten bzw. beobachteten Summenprozenten im Brusthöhendurchmesser gemeinsam mit dem auf Basis des Funktionsschemas für den Bestandestyp Buche–Fichte validierten Buchenaltholzbestand in Abbildung 13 ersichtlich.

Fichte - Kiefer



Fichte



Kiefer

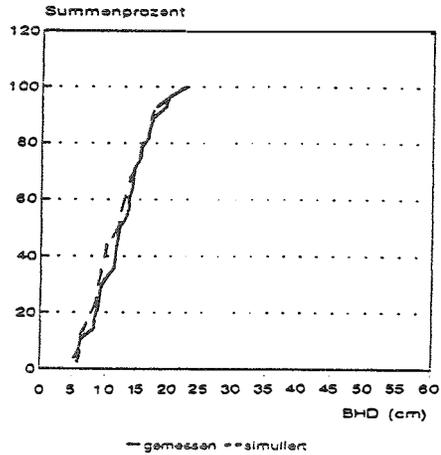
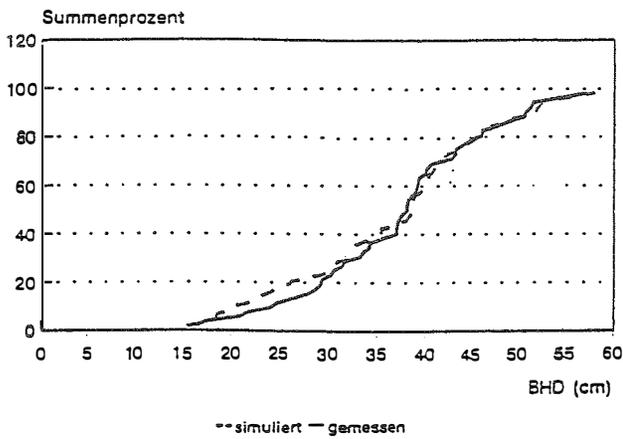


Abbildung 12: Summenprozent der beobachteten und simulierten Durchmesserverteilung nach 15 Jahren für einen jungen, zum Zeitpunkt der Erstaufnahme 20 Jahre alten Fichten-Kiefern-mischbestand. Die Ergebnisse zeigen die Entwicklung für alle Durchmesser bzw. getrennt nach Baumarten.

Figure 12: Cumulative percentage of the observed and predicted diameter distribution (DBH) after 15 years for a young, at plot establishment 20 years old mixed Norway spruce – Scots pine stand. The results are displayed for the whole stand and by tree species.

Fichte



Buche

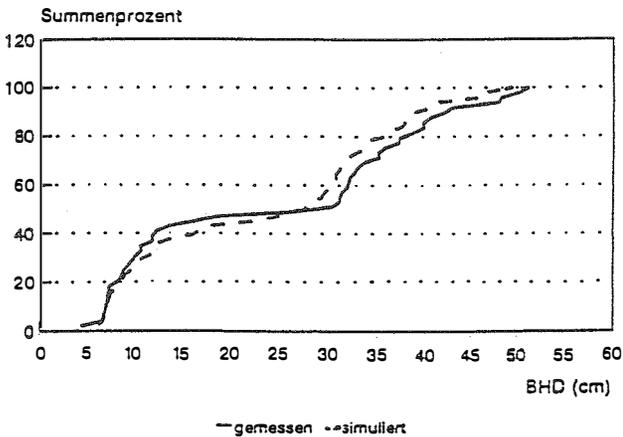


Abbildung 13: Summenprozent der beobachteten und simulierten Brusthöhendurchmesser für einen alten, zum Zeitpunkt der Erstaufnahme 110 Jahre alten Fichtenreinbestand nach 15 Jahren bzw. alten (Erstaufnahmealter 106 Jahre) Buchenreinbestand nach 5 Jahren.

Figure 13: Cumulative percentage of the observed and predicted diameter distribution (DBH) for an old (110 years at plot establishment) Norway spruce stand after 15 years and an old Common beech stand (age at plot establishment 106 years) after 5 years.

8.3. Plausibilitätskontrolle

Eine der wichtigsten Anforderungen an ein funktionierendes Einzelbaumwachstumssimulationsmodell ist seine Plausibilität auch im Extrapolationszeitraum. Ideal wäre, wenn für eine Parametrisierung eines Einzelbaumsimulators Daten unterschiedlicher Bestandesbehandlung und Mischung über eine komplette Umtriebszeit zur Verfügung stünden. Eine derartige Versuchsanordnung ist auf Grund der langen Zeitspanne praktisch unmöglich.

Die Datengrundlage für die Koeffizientenschätzung bestand aus Periodenwerten von Versuchsanlagen, die nach dem Wuchsreihenkonzept aufgebaut waren. Somit stammten die Eingangsdaten immer aus ganz bestimmten Bestandesphasen und in Summe über alle Bestände geht man davon aus, daß damit eine komplette Umtriebszeit mit unterschiedlichen Bestandesentwicklungs- bzw. Behandlungsmustern erfaßt wurde.

Für die erarbeiteten Modelle ist nun wichtig, ob sich auf Grund dieses Ansatzes ganz bestimmte Tendenzen ergeben, die erst mit zunehmender Simulationsdauer ersichtlich sind. Die Genauigkeitsangaben der einzelnen Modelle beziehen sich immer nur auf die verfügbaren Beobachtungsjahre, womit letztlich aber nie getestet wurde, wie sich diese im nicht erfaßten Extrapolationsbereich verhalten. Erst ihr Zusammenwirken über einen längeren Zeitraum macht mögliche systematische Tendenzen erkennbar bzw. treten möglicherweise erst dann biologische Unsinnigkeiten im Simulationsablauf ein. Damit wird deutlich, daß gerade für eine praktische Umsetzung der Einzelbaumwachstumstheorie die Schätzergebnisse im Extrapolationszeitraum zu den wichtigsten Qualitätskriterien werden.

Will man die Qualität von Einzelbaumwachstumsmodellen überprüfen, so ergibt sich das gleiche Problem wie bei der Parametrisierung, man hat keine Daten aus einer kompletten Umtriebszeit zur Verfügung. Somit ist man gezwungen, die Endergebnisse mit gängigen Ertragstafelmodellen auf ihre Plausibilität zu überprüfen. Dabei ist zu betonen, daß wir bei einem Vergleich nicht wissen, wie genau diese Ertragstafelmodelle sind, doch läßt sich zumindest die Bandbreite möglicher sinnvoller Simulationsergebnisse definieren.

Junge Bestände brauchen naturgemäß am längsten, bis sie das Ende der Umtriebszeit erreichen. Damit sind sie auch am anfälligsten auf mögliche im Modell auftretende systematische Fehlschätzungen. Ältere Bestände reagieren weniger sensibel auf Unzulänglichkeiten, da Behandlungsmaßnahmen kaum mehr die Bestandesentwicklung beeinflussen und außerdem viele der in jungen Beständen sehr rasch wirkenden zufälligen Einflüsse weitgehend ausgeschlossen werden können. Ein weiterer wichtiger Punkt bei einer

Plausibilitätskontrolle ist die Ungleichaltrigkeit. Ein gutes Modell muß flexibel auf Freistellungen jüngerer im Druckstand wachsender Bäume reagieren können.

Für den Test der Funktionsschemata im Fichten-Kiefern-mischbestand werden drei Fichten- und zwei Kiefernbestände bzw. im Buchen-Fichtenmischwald, drei Buchen- und ein Fichtenbestand bis zum Erreichen des Bestandesalters 100 simuliert. Als Vergleich werden die von Sterba (1977) neu berechneten Ertragstafeln von Marschall (1975) für Kiefer - Litschau, Buche - Braunschweig und Fichte - Weitra im Fichten-Kiefernwald herangezogen. Diese neu berechneten Ertragstafeln haben den Vorteil, daß sie ähnlich wie das Simulationsprogramm MOSES in 5 Jahresperioden eingeteilt sind. Für den Vergleich der Fichte im Buchen-Fichtenmischwald wird die Fichtenertragstafel für mittleres Ertragsniveau von Assmann und Franz (1963) verwendet.

Die in Gleichung (12) und (13) erarbeiteten Korrekturbeziehungen werden nicht mitberücksichtigt. Die beigemischte Baumart wird jeweils am Beginn gänzlich entfernt. Um die dadurch möglichen Zuwachsverluste berücksichtigen zu können, wird auf Basis des mittleren Bestockungsgrades im Beobachtungszeitraum der Zuwachsreduktionsfaktor der jeweiligen Baumart nach Kramer und Akca (1982) bestimmt. Zum Zeitpunkt des Bestandesalters 100 erfolgt ein Vergleich der Gesamtwuchsleistungen bzw. der Gesamtzuwächse je Hektar inklusive des ausgeschiedenen Bestandesvolumens. Die Gesamtzuwächse der Ertragstafeln werden, falls notwendig, um die Zuwachsminderung, die sich auf Grund des geringeren Bestockungsgrades ergibt, reduziert. In Tabelle 25 sind die Ergebnisse getrennt nach Baumart und Mischungstyp dargestellt.

Tabelle 25: Vergleich der simulierten Volumina mit den bei ähnlicher Bonität für die regional empfohlenen Ertragstafeln ermittelten Volumen. Die simulierten Bestände wurden, außer für die Entnahme der beigemischten Baumart zum Zeitpunkt der Initialisierung, nicht mehr behandelt. Die mittels Gleichung (12) und (13) erarbeiteten Korrekturbeziehungen wurden nicht mitberücksichtigt.

Table 25: Comparison of the simulated volumes with the regional suggested yield tables. The stands were treated once by removing the second tree species at the beginning of the simulation runs. No other treatments were applied. The determined correction factors of equation (12) and (13) were not used for this interpretation.

Misch- typ	Baumart	Alt _B	OH ₁₀₀	GWL _S	Z _S	GWL _{ET}	Zuf	Z _{ET}
Fichte- Kiefer	Fichte	50	32	803	592	1003 ¹⁾	0,97	518
	Fichte	35	35	1046	863	1205 ¹⁾	1	897
	Fichte	15	37,5	1235	1212	1398 ¹⁾	1	1348
	Kiefer	50	34	666	414	900 ²⁾	0,93	380
	Kiefer	52	34	482	321	900 ²⁾	0,70	287
Buche- Fichte	Buche	35	39	902	725	896 ³⁾	1	768
	Buche	35	39	930	741	896 ³⁾	1	768
	Buche	60	39	512	330	896 ³⁾	0,79	343
	Fichte	50	40	1329	841	1415 ⁴⁾	1	802

Alt_B mittleres Bestandesalter zum Zeitpunkt der Initialisierung

OH₁₀₀ Oberhöhe im Alter 100

GWL_S simulierte Gesamtwuchsleistung des Bestandes im Alter 100

Z_S Gesamtzuwachs des Bestandes

GWL_{ET} Gesamtwuchsleistung nach der Ertragstafel im Alter 100

Zuf Zuwachsreduktionsfaktor nach Kramer und Akca (1982) auf Grund des geringeren mittleren Bestockungsgrades für die Vergleichsperiode

Z_{ET} Gesamtzuwachs nach der Ertragstafel

1) Volumen nach der Ertragstafel Fichte – Weitra (Marschall 1975)

2) Volumen nach der Ertragstafel Kiefer – Litschau (Marschall 1975)

3) Volumen nach der Ertragstafel Buche – Braunschweig (Marschall 1975)

4) Volumen nach der Ertragstafel von Assmann und Franz (1963) für mittleres Ertragsniveau

9. DISKUSSION der ERGEBNISSE

9.1. Die erarbeiteten Wachstumsbeziehungen

In allen Regressionsanalysen zur Erarbeitung geeigneter Wachstumsbeziehungen wurden nur gemessene bzw. aus diesen transformierte Variablenwerte herangezogen. Für jeden Baum bzw. Periodenwert waren die Koordinaten, der Brusthöhendurchmesser, die Baumhöhe und die Kronenansatzhöhe bekannt. Somit wurden anders als in den von Monserud (1975) und Pretzsch (1992) erarbeiteten Beziehungen keine über heuristische Funktionen hergeleitete Einzelbaumwerte verwendet.

9.1.1. Das Höhen- und Durchmesserzuwachsmo­dell

Einige der insgesamt 8 von Monserud (1975) im Höhen- und 6 im Durchmesserzuwachsmo­dell verwendeten Koeffizienten stellten sich als nicht signifikant für die gefundenen Zuwachsbeziehungen heraus. Weiters wurden im Gegensatz zum Modell FOREST (Monserud 1975) keine Grenzen der Schätzvariation (= bounds) für die Modellentwicklung eingeführt.

Je nach Baumart und Mischungstyp sind die wichtigsten Eingangsvariablen sowohl im Höhen- als auch im Durchmesserzuwachsmo­dell das Kronenverhältnis (CR), das die vergangene Konkurrenzsituation eines Baumes beschreibt und der Konkurrenzindex (CI) nach erfolgter Freistellung (Ek und Monserud 1974) für die Quantifizierung der gegenwärtigen Konkurrenz­einflüsse. Einzig im Durchmesserzuwachsmo­dell der Buche hatte das Kronenverhältnis keinen signifikanten Einfluß auf die Zuwachsschätzung.

Die Freistellungsvariable (ΔCI), die sich aus der Differenz des Konkurrenzindex vor bzw. nach erfolgter Freistellung ergibt und mögliche kurzfristige Wuchsbeschleunigungen oder Wuchsverzögerungen auf Grund einer Freistellung beschreibt, fand nur einen signifikanten Eingang im Höhenzuwachsmo­dell der Fichte des Fichten-Kiefernmischwaldes und im Durchmesserzuwachsmo­dell der Buche. Während eine Freistellung der Buche zu einem vorübergehenden Wuchsbeschleunigungseffekt im Durchmesserzuwachs führt (der Koeffizient b_2 ist negativ), bewirkt die Kronenfreistellung im Höhenzuwachs der Fichte im Fichten-Kiefern­typ eine vorübergehende Wuchsverzögerung (der Koeffizient b_2 ist positiv) gegenüber einem Baum, der diese günstigeren Wachstumsbedingungen bereits in der Vergangenheit hatte.

Der vorübergehende Wuchsbeschleunigungseffekt des Durchmesserzuwachses bei der Buche kommt unter anderem auch in ihrem bekannt niedrigen kritischen Bestockungsgrad zum Ausdruck (Assmann 1961). Mögliche Ursachen könnten einerseits eine Verflachung der Astbasiswinkel nach Freistellung sein, was zu einer besseren Ausnutzung des gewonnenen Lichtes und damit zu einer Vergrößerung der Assimilationsoberfläche führt, andererseits kann die Buche als Laubbaumart ihre assimilierende Oberfläche in Form der Blätter jährlich neu bilden. Damit hat sie die Möglichkeit, nach einer Freistellung unmittelbar im darauffolgenden Jahr auf die verbesserte Standraumverhältnisse in Form einer Effizienzsteigerung in der Assimilationsleistung, ausgedrückt etwa durch eine Erhöhung des Lichtkronenanteiles bzw. der Blattoberfläche, zu reagieren.

Diesen Vorteil haben Nadelbaumarten nicht, da sie die fehlende assimilierende Oberfläche in Form der grünen Astquirle im Laufe der Jahre nachbilden müssen. Eine gesunde Fichte hat normalerweise 7 bis 12 grüne Nadeljahrgänge. Wird daher eine Fichte freigestellt, so kann sie nur einen grünen Nadeljahrgang pro Jahr aufholen, was den Wuchsverzögerungseffekt im Höhenzuwachsmodell erklärbar macht.

Um den möglichen Einfluß des trivialen Zusammenhanges zwischen den tatsächlichen Höhen- bzw. Durchmesserzuwachsen mit den jeweiligen Potentialen ausscheiden zu können, wurden die relativen Zuwächse in Abhängigkeit vom jeweiligen Zuwachspotential verwendet [siehe Gleichung (31) und (32)]. Die vergangene Konkurrenz, ausgedrückt durch den Allometric Multiplier (CR^{b_6}) und die gegenwärtige, ausgedrückt durch den Overstocking Multiplier (OVS), werden als jene Einflüsse betrachtet, die das Zuwachspotential entsprechend reduzieren. Besteht nun ein trivialer Zusammenhang zwischen potentiell und aktuellem Zuwachs, so könnte dies zu einer fälschlichen Genauigkeitsangabe führen, da dieser Zusammenhang gänzlich unabhängig von den beiden vorher erwähnten Reduktionsfaktoren ist.

Betrachtet man die Ergebnisse der Abbildungen 4, 5, 7 und 8, so leistet die Buche als die schattentolerantere Baumart bei gleichen Konkurrenzinflüssen die erwarteten höheren Höhen- und Durchmesserzuwachsrate als die Fichte. In den gemischten Fichten-Kiefernbeständen weist die Kiefer in allen ermittelten Beziehungen höhere relative Zuwachswerte als die Fichte auf. Das war überraschend und ist nicht erwartet worden, da die Kiefer als Lichtbaumart im Grunde bei gleicher Konkurrenz und damit gleichen Lichtverhältnissen wesentlich weniger Zuwachs leisten müßte als die schattentolerantere Fichte. Eine mögliche Ursache dafür könnten die bekannten baumspezifischen Lichtbedürfnisse für die Initialisierung des Wachstums sein. So berichtet Mitscherlich (1981), daß die Kiefer nur mindestens 12 Stunden Licht pro Tag für das Wachstum benötigt, während die Fichte erst ab mindestens 16 Stunden ihr Wachstum beginnt.

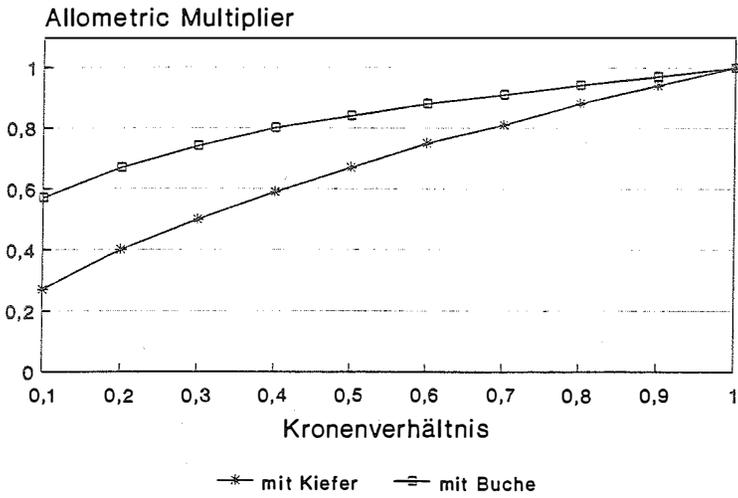
Der Wuchsverzögerungseffekt im Höhenwachstumsmodell der Fichte im Bestandestyp Fichte–Kiefer und der Wuchsbeschleunigungseffekt im Durchmesserzuwachsmodell der Buche nehmen mit zunehmendem Konkurrenzindex vor der Freistellung in ihrer Wirkung zu (siehe Abbildung 6 und 9). Die Relation der Wuchsverzögerung bzw. Wuchsbeschleunigung im jeweiligen Modell, ausgedrückt als Verhältnis der Kronenfreistellung gegenüber einem Baum, der diese Bedingungen bereits in der Vergangenheit hatte, erreichen einen bestimmten Maximalwert um anschließend wieder abzunehmen.

9.1.1.1. Vergleich des Fichtenwachstums im jeweiligen Mischungstyp

Betrachtet man die geschätzten Koeffizienten für die Zuwachsmodelle der Fichte im jeweiligen Mischungstyp (siehe Tabelle 8 und 9), so fällt auf, daß diese teilweise sehr ähnliche Regressionskoeffizienten aufweisen. Um nun den Zusammenhang zu verdeutlichen, werden in Abbildung 14 und 15 die theoretischen Einflüsse der verwendeten Eingangsvariablen auf den relativen Zuwachs der Fichte im jeweiligen Mischbestandstyp dargestellt.

Abbildung 14 zeigt den Zusammenhang zwischen Kronenverhältnis und dem relativen Höhen- und Durchmesserzuwachs, wie er etwa als Ausdruck der vergangenen Konkurrenzsituation vorstellbar wäre. Die Entwicklung des Allometric Multiplier (CR^{b_6}) der Fichte im jeweiligen Mischungstyp ohne gegenwärtigen Konkurrenz einfluß ist dargestellt. Abbildung 15 zeigt die Abhängigkeiten der Zuwachsverhältnisse der Fichte vom Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung für die beiden Mischungstypen. Es wird ein Kronenverhältnis von eins angenommen. Damit stellt die Abbildung 15 die Zuwachsreduktion auf Grund einer systematischen Zunahme der Überlappung eines Solitärs durch seine Nachbarn dar.

relativer Höhenzuwachs



relativer Durchmesserzuwachs

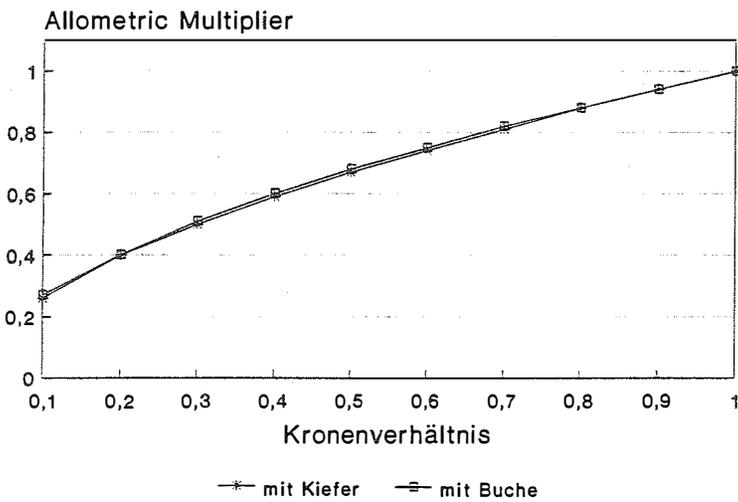
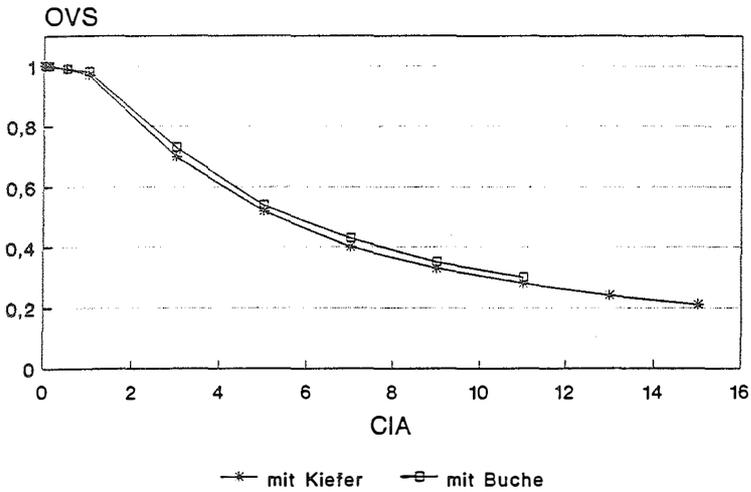


Abbildung 14: Allometric Multiplier (CR^{b_6}) des Höhen- und Durchmesserzuwachses in Abhängigkeit vom Kronenverhältnis für die Fichte im jeweiligen Mischungstyp.

Figure 14: Allometric multiplier (CR^{b_6}) for the height- and diameter increment of Norway spruce at a given crown ratio by different stand type.

relativer Höhenzuwachs



relativer Durchmesserzuwachs

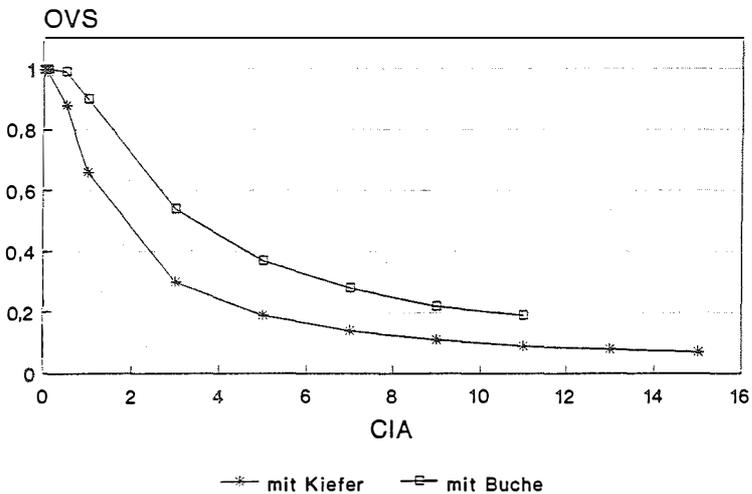


Abbildung 15: Entwicklung des Overstocking Multiplier (OVS) in Abhängigkeit vom Überlappungsindex nach erfolgter Kronenfreistellung (CI) für die Fichte im jeweiligen Mischungstyp. Es wird ein Kronenverhältnis von 1 angenommen.

Figure 15: Overstocking multiplier (OVS) for Norway spruce depending on the competition index after crown release (CI) and stand type. The crown ratio is assumed to be 1.

Aus den Abbildungen 14 und 15 wird deutlich, daß die Wirkung des Allometric Multipliers in den Durchmesserzuwachsmodellen der Fichte für die beiden Mischungstypen praktisch ident ist. Ähnliches gilt auch für den Einfluß des Overstocking Multipliers für die beiden je Mischungstyp erarbeiteten Höhenzuwachsmodelle.

Der vom Mischungstyp abhängige relative Höhenzuwachs ergibt sich demnach aus der unterschiedlichen Wirkung des Allometric Multipliers, während für das Durchmesserzuwachsmodell der Overstocking Multiplier für die mischungsabhängigen Modelle verantwortlich ist.

Bleibt letztlich noch der Einfluß des Wuchsverzögerungseffektes (ΔCI) im Höhenzuwachsmodell der Fichte. Dieser läßt sich nicht vergleichen, weil die Fichte im Buchen–Fichtentyp keinen signifikanten Wuchsverzögerungseffekt aufwies. Der Grund dafür dürfte wohl eher in der sehr geringen Datengrundlage (nur 192 Periodenwerte) und dem Fehlen an ganz jungen unterschiedlich behandelten Fichtendaten liegen als in einem anderen Wachstumsverhalten nach einer Freistellung. Der geschätzte Verzögerungskoeffizient im Buche–Fichtentyp ging nicht signifikant in das Modell ein ($t=1,13$), weist aber tendenziell auf Grund des positiven Vorzeichens ebenfalls auf eine eher wuchsverzögernde als wuchsbeschleunigende Wirkung hin.

9.1.2. Das dynamische Kronenmodell

Der von Ek und Monserud (1974) entwickelte Überlappungsindex (CI) ist für die Beschreibung einer periodischen Kronenansatzveränderung geeignet. Bezieht man diesen Index unmittelbar auf die Konkurrenzsituation am Beginn einer Beobachtungsperiode, so sind auch mögliche Freistellungseffekte direkt im berechneten Index mitberücksichtigt.

Auf eine Erarbeitung eigener Fichtenkronenmodelle in Abhängigkeit vom jeweiligen Mischungstyp konnte verzichtet werden, da die Einzelmodelle keine signifikante Genauigkeitsteigerung gegenüber einem über alle verfügbaren Fichtendaten berechneten Modell ergaben ($F_{5/5446} = 1,89$).

Die Verwendung des Brusthöhendurchmessers (d), als Ausdruck des stadialen Alters, ist für die Beschreibung des Alterstrends geeignet. Sowohl der Vergleich mit dem von Hasenauer (1994) erarbeiteten Modell, daß das ideelle Alter (IA) zur Beschreibung des Alterstrendes verwendet, als auch ein Vergleich mit dem von Short und Burkhart (1992) verwendeten Ansatz, das eine Variable (T) für die Berücksichtigung des möglichen Freistellungseffektes

und das mittlere Beständesalter (A) enthält, ergab ähnliche oder sogar bessere Bestimmtheiten in den gefundenen Beziehungen (siehe Tabelle 11).

Der entscheidende Vorteil des neu erarbeiteten Modells liegt in der weitgehenden Unabhängigkeit vom mittleren Beständesalter, weil der auch aus anderen Modellen bekannte Alterstrend durch die Angabe des Brusthöhendurchmessers substituiert werden konnte.

Das derzeit im Modell FOREST (Monserud 1975) verwendete statische Kronenansatzmodell von Ek (1974) liefert ungenauere Schätzwerte für die Kronenlänge als das neu entwickelte dynamische Kronenansatzveränderungsmodell. Sowohl in der absoluten Kronenansatzveränderung (siehe Tabelle 13) als auch im ermittelten Kronenverhältnis am Ende der Beobachtungsperiode (Tabellen 14, 15, und 16) sind wesentliche Genauigkeitssteigerungen erzielbar. Einzig bei der Lichtbaumart Kiefer würde auch das statische Modell von Ek (1974) relativ gute Schätzergebnisse liefern. Am Beispiel der Fichte und Buche wird aber deutlich, wie wichtig der dynamische Ansatz für eine genauere Schätzung der zukünftigen Kronenlänge ist. Gerade in den jungen Beständen, die einerseits sehr starken Mortalitätsraten unterliegen und andererseits sehr rasch auf Freistellungen reagieren, ist das dynamische Modell wesentlich genauer. Erst in den älteren Beständen sind die Unterschiede in der Fehlschätzung zwischen den beiden Modellen geringer.

Als nächstes war von Interesse, ob ein Alterstrend in der Fehlschätzung der neu entwickelten dynamischen baumartenspezifischen Kronenansatzveränderungsmodelle besteht. Zu diesem Zweck wurde für jede je Baumart unterschiedenen Altersgruppen (siehe Tabelle 14, 15 und 16), eine eigene Regressionsanalyse auf Basis der für das gesamte Datenmaterial bereits ermittelten Eingangsvariablen durchgeführt. Getestet sollte werden, ob eine Stratifizierung in die unterschiedenen Altersgruppen zu einer signifikanten Verbesserung der Einzelmodelle gegenüber dem über alle verfügbaren Daten und damit Altersgruppen je Baumart geschätzten Gesamtmodell (siehe Tabelle 10) führt.

Die ermittelten F - Werte je Baumart ergaben generell signifikante Unterschiede und damit signifikante Verschlechterungen der Gesamtmodelle gegenüber den Alterstraten. Daß trotzdem ein über alle Daten je Baumart geschätztes Modell sinnvoller ist, läßt sich wie folgt begründen:

- In einigen Altersgruppen waren die geschätzten Koeffizienten nicht signifikant von null verschieden bzw. führten Umkehrungen in der Vorzeichenfolge (z.B. für den Koeffizienten b_3) zu biologisch unsinnigen und damit unerwünschten Zusammenhängen.
- Die Standardfehler der Schätzungen verschlechterten sich für das Gesamtmodell nur geringfügig gegenüber den jeweiligen altersgruppenspezifischen Einzelmodellen je Baumart.

Für die Fichte ergibt sich eine Verschlechterung von beispielsweise 2,9 %, für die Kiefer von 2,8 % und für die Buche von 8,7 %.

- Die absoluten Verbesserungen der einzelnen altersabhängigen Schätzfunktionen gegenüber dem Gesamtmodell betragen für die Fichte 2,6 cm, bei der Kiefer 2,9 cm und für die Buche 8,4 cm. Bedenkt man, daß man bereits für die Datenerhebung einen Meßfehler von ca. 0,5 m als Erfahrungswert annehmen muß und weiters die hier zu diskutierenden Periodenveränderungen aus 2 Messungen ermittelt wurden, so kann in Summe von einem Meßfehler mit ca. 0,7 m ($0,5\text{m}\cdot\sqrt{2}$) ausgegangen werden.

Damit wird deutlich, daß eine zwar signifikante Genauigkeitssteigerung der altersgruppenabhängigen Einzelmodelle gegenüber den verwendeten Gesamtmodellen weder zu vernünftigen Koeffizientenschätzungen noch zu einer wirklich auch biologisch und meßtechnisch interpretierbaren Verbesserung führt. Das rechtfertigt wiederum die Anwendung der über alle Altersgruppen geschätzten baumartenspezifischen Gesamtmodelle (siehe Tabelle 10).

Wird die Kronenansatzveränderung genauer geschätzt, so geht vor allem das Kronenverhältnis in das Durchmesser- und Höhenzuwachsmodell aber auch in das Mortalitätsmodell wesentlich genauer ein. Damit kann mit dem gleichen, bereits im Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell verwendeten Konkurrenzindex, eine erhebliche Genauigkeitssteigerung im gesamten Simulationsablauf erzielt werden.

9.1.3. Das Mortalitätsmodell

Ähnlich wie in allen bisherigen Modellen ist der von Ek und Monserud (1974) entwickelte Überlappungsindex für die Beschreibung der periodischen Sterbe- bzw. Überlebenswahrscheinlichkeiten geeignet. Bezieht man diesen Index unmittelbar auf die Konkurrenzsituation am Beginn der Wachstumsperiode, so sind mögliche Freistellungseffekte im einzelbaumspezifischen Mortalitätsverhalten erfaßt.

Bei der Buche hängen die Mortalitätsraten ausschließlich vom Konkurrenzindex (CI) ab. Für Fichte und Kiefer sind zusätzlich das Kronenverhältnis (CR) als Zeichen für die Konkurrenzsituation der Vergangenheit und der Brusthöhendurchmesser (d) für die Beschreibung des Alterstrends ausschlaggebend.

Damit ist der erarbeitete einzelbaumorientierte Mortalitätsansatz, ähnlich wie auch jener von Avila und Burkhart (1992), unabhängig vom Durchmesserzuwachs der Vorperiode. Dies gilt

es insofern zu betonen, da fast alle der heute üblichen Mortalitätsmodelle den Durchmesserzuwachs der Vorperiode als den wichtigsten Eingangswert für das Überleben bzw. Sterben eines Baumes in der laufenden Periode verwenden (Buchman 1979, Hamilton 1986, Vanclay 1991, etc.).

Alle anderen möglichen Eingangsvariablen gingen entweder nicht signifikant ein, oder ihre Verwendung führte zu einer sehr instabilen Mortalitäts- bzw. Überlebensfunktion im Extrapolationszeitraum. Bei allen getesteten Variablenkombinationen je Baumarten gingen allerdings der Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung (CI) und für die Fichte und Kiefer das Kronenverhältnis (CR) signifikant in die Beziehungen ein. Bei allen weiteren für die Beschreibung des Alterstrends in Frage kommenden Eingangsvariablen war der Brusthöhendurchmesser (d) auf Grund seiner Stabilität im Extrapolationszeitraum am geeignetsten. Zwar wäre etwa auch das Verhältnis Solitärdurchmesser zu Brusthöhendurchmesser (ds), anstatt des Brusthöhendurchmessers signifikant in die Beziehung eingegangen, doch genau an diesem Beispiel hatte sich das Problem der Instabilität im Extrapolationszeitraum sehr deutlich gezeigt. Eine zwar hochsignifikant eingehende Variable führt mit zunehmender Simulationsdauer zu immer unsinnigeren Simulationsergebnissen.

Auf die Erarbeitung eines eigenen Mortalitätsmodells für die Fichte im jeweiligen Mischungstyp konnte verzichtet werden, da sowohl das logistische Mortalitätsmodell als auch das Überlebensmodell keine signifikanten Unterschiede in der Anzahl an geschätzten abgestorbenen Bäumen gegenüber den tatsächlich beobachteten Werten durch die Verwendung des Gesamtmodells ergaben. Das gleiche gilt auch für die beiden aus unterschiedlichen Wuchsgebieten und vor allem aus unterschiedlichen Alter und Mischungsverhältnis stammenden Buchenbestände.

Sowohl bei Verwendung der logistischen Mortalitätsfunktion als auch der auf Basis der Regressionsanalyse erarbeiteten Überlebensfunktion ergaben sich für die Fichte im Fichten-Kiefern Mischungstyp periodenspezifische und damit signifikante Unterschiede in der Anzahl abgestorbener bzw. überlebender Bäume. Diese Unterschiede können als Effekt des schubweisen Absterbens auf Grund zufälliger von außen einwirkender Einflüsse erklärt werden. Nehmen wir beispielsweise an, daß auf einer Fläche eine sehr hohe Ausgangskonkurrenz vorhanden ist und damit sehr viele Bäume ein hohes Sterberisiko aufweisen, kann es durch eine unübliche Trockenperiode oder durch Frost, etc. genau zu jener Streberhöhung kommen, die dann diese Bäume zum Absterben bringt. Der gleiche Vorgang ist natürlich auch in die positive Richtung denkbar, daß zu gute Überlebensbedingungen herrschen und somit bei einer Normalisierung eine kurzfristig höhere Sterblichkeit auftritt, bis sich das Gleichgewicht der Konkurrenz wieder eingependelt hat.

Interessant ist dabei, daß die Kiefer in keinem Fall signifikante Abweichungen zeigte. Ein möglicher Grund dafür könnte in der extremen Lichtbedürftigkeit der Kiefer gegenüber der Fichte liegen. Während die Fichte auch bei größerer Beschattung überleben kann, ist die Kiefer sehr intolerant. Damit spielt vielleicht bei der Kiefer die Sterblichkeit auf Grund von Lichtmangel eine derart große Rolle, daß kurzfristige externe Einflüsse kaum einen Einfluß auf das Mortalitätsverhalten haben. Dies würde bedeuten, daß Schattbaumarten wesentlich sensiblere Mortalitätsraten aufweisen als Lichtbaumarten. Leider standen für die Buchen nur Werte aus einer Beobachtungsperiode zur Verfügung, um diese Hypothese auch im Buchen-Fichtenmischwald zu untersuchen.

Insgesamt wird aber an diesem Beispiel deutlich, wie wichtig es wäre, längerfristige Beobachtungsreihen für eine möglichst genaue Mortalitätsbeschreibung zu haben. Entscheidend für die Eignung von Eingangsdaten ist ja weniger die Menge an Daten, sondern vielmehr deren Aussagequalität, die sich vor allem durch möglichst viele am gleichen Bestand durchgeführte kurze Wiederholungsintervalle (ca. 5 Jahre) und Wiederholungen an anderen Beständen mit einem versetzten Aufnahmezyklus ergibt. Damit könnte man einerseits zufällige Schwankungen ausgleichen, was die Sterblichkeitsschätzungen wesentlich zuverlässiger auch für den Extrapolationszeitraum machen würde und andererseits eine genaue Ursachenforschung für mögliche Schwankungen durchführen.

Logistische Modelle haben eindeutige Grenzwertdefinitionen. Damit sind unsinnige Werte von Überlebenswahrscheinlichkeiten (unter 0 bzw. über 1) ausgeschlossen. Für die Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktionen kann dagegen ein Überschreiten der klar definierten Grenzwerte nicht ausgeschlossen werden (siehe Tabelle 20). Werden Wahrscheinlichkeiten über 1 oder auch unter 0 ermittelt, so ist das biologisch unsinnig und deutet auf einen rein aus den Daten bzw. den geschätzten Koeffizienten hervorgehenden "bias" im Modell hin.

Die Ursache liegt in der Art des Schätzverfahrens. Während logistische Modelle bzw. LOGIT Modelle die Koeffizientenschätzung auf Basis der Maximierung des Verhältnisses Sterbe- zu Überlebenswahrscheinlichkeit nach der Maximum Likelihood Methode durchführen, geht die nichtlineare Regression von der Minimierung der quadratischen Abweichungen aus. Damit sind je nach Datenmaterial unerwünschte Überschreitungen der Grenzwerte möglich.

Betrachtet man die in Tabelle 20 dargestellten Ergebnisse der auf Basis der Regressionsanalyse erarbeiteten Überlebensfunktion mit den angeführten kleinsten und größten Überlebenswahrscheinlichkeiten, so deckt die Buche als schattentoleranteste Baumart den gewünschten Bereich am besten ab. Mit zunehmender Lichtempfindlichkeit wird der obere Grenzwert von 1 zunehmend überschritten.

Die Lichtbaumart Kiefer ergibt eindeutig zu gute Überlebenswahrscheinlichkeiten. Offensichtlich sind die Bäume mit einer sehr geringen Überlebenswahrscheinlichkeit bereits abgestorben, wodurch sich der Mittelwert gegen 1 verlagert. Damit tritt bei gleichbleibender Streuung der Einzelwerte um diesen Mittelwert eine höhere Schätzwahrscheinlichkeit von Werten größer 1 auf. Im Prinzip wird damit der Vorteil des logistischen Ansatzes im Vergleich zum regressionsanalytischen deutlich, weil unabhängig vom Datenmaterial ein Überschreiten der eindeutig definierten Grenzwerte nicht möglich ist.

Letztlich bleibt die Frage, was die praktische Konsequenz einer derartigen Tendenz ist. Würde man etwa anstatt des logistischen Ansatzes den regressionsanalytischen Ansatz im Programm MOSES als Entscheidungsmuster für die Überlebens- oder Sterbewahrscheinlichkeit einbauen, so würden im Durchschnitt über alle in der Parametrisierung verwendeten Bestände 8,4 % der Fichten und 12,4 % der Kiefern von der über einen Zufallsgenerator gesteuerten Entscheidung, ob ein Baum stirbt oder überlebt, ausgeschlossen sein, weil der Zufallsgenerator nur Zufallszahlen zwischen den beiden Grenzwerten 0 und 1 produziert. Damit käme es zu einer systematischen Unterschätzung der Sterblichkeitsraten.

9.2. Die Wachstumssimulation und ein Vergleich mit ähnlichen Modellansätzen

9.1.1. Der Simulator MOSES – seine Stärken und Schwächen

Die eigentlich entscheidende Frage jeder Wachstumssimulation ist nicht die Genauigkeit der einzelnen Teilmodule und Submodule sondern deren Wirkungsweise in einem Simulationskonzept, wie es etwa im visualisierten Einzelbaumsimulator MOSES verwendet wird. Die Qualität jeder der vorher beschriebenen Teilmodelle ist nur so gut wie das schwächste Glied in der Kette, da bereits ein Schwachpunkt über die Dauer der Simulationsperioden zu unsinnigen Ergebnissen führen kann.

Der Vorteil des hier vorgestellten Konzeptes besteht in der geringen Anzahl an Eingangsvariablen mit zum Teil nur sehr wenigen und dadurch leicht zu interpretierenden geschätzten Koeffizienten. Im gesamten Simulationsablauf wird nur ein einziger auf der Basis des zweidimensionalen Ansatzes der Einflußzone eines Solitärs (Bella 1971) beruhender Konkurrenzindex verwendet. Weiters sind keinerlei Angaben aus der Vorperiode für die Beschreibung der einzelbaumorientierten Mortalitätswahrscheinlichkeiten notwendig.

Die verwendeten Eingangsvariablen für die Initialisierung sind der Brusthöhendurchmesser (d), die Baumhöhe (h), die Kronenansatzhöhe (HLC), bzw. der aus diesen berechnete Konkurrenzindex nach erfolgter Kronenfreistellung (CI) von Ek und Monserud (1974) und die Freistellungsvariable (ΔCI), die die Konkurrenzverringerng durch die erfolgte Freistellung ausdrückt. Für die Bestimmung der potentiellen Höhenzuwächse sind noch zusätzlich Angaben über die Bestandesoberhöhe (OH), das mittlere Bestandesalter (A) oder die Bonität (B) notwendig, um somit einerseits die entsprechende Höhenkurve der Ertragstafel ausfindig zu machen und andererseits den auf die lokalen Gegebenheiten abgestimmten Korrekturfaktor (q) herleiten zu können. Die potentiellen Durchmesserzuwächse können aus eventuell bekannten Solitärbeziehungen oder über die von Sterba (1975) erweiterte CD – Regel von Kira et al. (1953) hergeleitet werden.

Weiters wichtig zu betonen ist, daß im Simulator MOSES keinerlei Grenzwertdefinitionen für die Abpufferung von Extremwerten eingebaut sind. Das war auf Grund der Qualität der gefundenen Teilbeziehungen nicht notwendig. Derartige Grenzwerte sind im Wachstumssimulator FOREST (Monserud 1975) und im Wachstumssimulationsprogramm WASIM (Eckmüllner und Fleck 1989) in Form von maximalen Baumhöhen vorgesehen.

Auf Grund der Verwendung eines logistischen Modells wird anders als im Modell WASIM kein systematischer Fehler im Auswahlmodus der tatsächlich gestorbenen Bäume begangen.

Auch ist ein Überschreiten der klar mit 0 und 1 definierten Grenzen der Sterbewahrscheinlichkeit unmöglich. Jeder Baum geht in das über Zufallszahlen gesteuerte Auswahlverfahren zur Bestimmung der individuellen Sterblichkeit innerhalb einer Wachstumsperiode ein.

Betrachtet man die in Abbildungen 11, 12, und 13 und die in den Tabellen 22, 23 und 24 dargestellten Vergleiche zwischen beobachteten und mittels MOSES simulierten Wachstumsveränderungen, so kann angenommen werden, daß keine systematischen Abweichungen oder Fehlschätzungen bestehen.

Ein weiterer wichtiger Punkt ist die Frage der Genauigkeit im Extrapolationszeitraum, also jenem Bereich, für den häufig keine oder nur sehr wenige Eingangsdaten für die Parametrisierung zur Verfügung stehen. Gerade diese Ergebnisse sind letztlich auch vom praktischen Standpunkt die wichtigsten Genauigkeitsaussagen für ein Modell. Leider ist die Beantwortung dieser Frage am schwierigsten. Die in Tabelle 25 durchgeführten Vergleiche zu den lokal empfohlenen Ertragstafeln zeigen, daß die simulierten Ergebnisse zumindest plausibel sind.

Die Schwächen der hier vorgestellten Modellansätze ergeben sich aus der verfügbaren Datengrundlage. Jedes Modell ist im Grunde immer nur eine möglichst gute Nachahmung der natürlichen Wachstumsprozesse und soll weiters flexibel sein, um somit viele der in der Natur möglichen biologischen Wechselwirkungen beschreibbar zu machen. Damit wird auch deutlich, daß neben geeigneten methodischen Ansätzen, der verwendeten Datengrundlage eine ganz erhebliche Bedeutung bei Modellentwicklungen zukommt.

Will man ungleichaltrige gemischte Bestände simulieren, so sollten möglichst viele in der der Natur möglichen Fälle der Ungleichaltrigkeit und des Mischungsverhältnisses auch im Datenmaterial enthalten sein, weil sich somit eine sehr wesentliche Genauigkeitssteigerung in Form der Anzahl der ermittelten Eingangsvariablen bzw. ihrer zu schätzenden Koeffizienten ergibt.

Analysiert man die vorhandenen Eingangsdaten in den jeweiligen Mischungstypen, so kann die Datengrundlage für die Fichte im Fichten-Kiefernmischwald als hervorragend geeignet bezeichnet werden. Sowohl hinsichtlich der Altersstreuung, der Ungleichaltrigkeit, der Bonitätsunterschiede, der Dichteunterschiede und der unterschiedlichen Mischung mit Kiefern waren alle erwünschten Extreme, auf die es letztlich bei der Datenqualitätsbeurteilung ankommt, gut erfaßt. Weiters waren eine Vielzahl an Einwüchsen im Datenmaterial beinhaltet, was die Ungleichaltrigkeit noch zusätzlich verstärkte. Vor allem auch die Menge der Daten läßt auf zuverlässige Beziehungen schließen.

Für die Kiefer war das Datenmaterial in gleicher Weise geeignet, wenngleich der Bereich des Kiefernreinbestandes nicht vollständig abgedeckt war. Dies wäre vor allem deshalb wichtig gewesen, um die überraschenden höheren Zuwachsraten im Vergleich zur beigemischten Fichte bei gleicher Konkurrenz im Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell besser interpretieren zu können. Dieser Effekt könnte auf Grund der bekannten geringeren Lichtbedürfnisse für die Initialisierung des Wachstums gegenüber der Fichte (Mitscherlich 1981) physiologische Ursachen haben. Daneben wäre auch eine wesentlich günstigere Ausnutzung des Standraumes in der Mischung mit Fichte vorstellbar, die möglicherweise im verwendeten Konkurrenzindex von Ek und Monserud (1974) nicht richtig zum Ausdruck kommt.

Bei den Daten im Buchen-Fichtenmischwald konnten auf Grund der fehlenden Höhen- und Kronenansatzmessungen eine Vielzahl der auf den Probeflächen stockenden Bäume bzw. ihre Periodenwerte nicht in die Interpretation miteinbezogen werden. Einzig im Mortalitätsmodell der Buche war es möglich, alle vorhandenen Bäume zu verwenden, da nur der Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung (CI) in die Beziehung signifikant einging. Andererseits könnte gerade dieser Umstand wieder seine Ursache in der zu geringen Anzahl an verfügbaren Baum- und Kronenansatzhöhen haben.

Für die verfügbaren Buchendaten war das Spektrum der unterschiedlichen Mischung und der Ungleichaltrigkeit sehr gut abgedeckt. Gerade durch die Mitverwendung der jungen aus St. Leonhart stammenden Buchendurchforstungsversuche konnte der Erklärungswert der einzelnen Teilmodelle sehr wesentlich gesteigert werden. Als Nachteile sind anzuführen, daß vor allem in den so wichtigen jungen Beständen die Mischung mit Fichte gänzlich fehlte, alle verwendeten Bestände zufällig die gleiche Oberhöhenbonität aufwiesen und leider nur vereinzelte Höhen- bzw. Kronenansatzmessungen vorlagen.

Somit fehlte eine Bonitätsstreuung im vorhandenen Datenmaterial. Man kann aber davon ausgehen, daß ähnlich wie bei den früheren Untersuchungen von Monserud (1975) und Pretzsch (1992) und den in dieser Arbeit geschätzten Beziehungen für den Fichten-Kiefernmischwald die Bonität keine Rolle spielt. Damit aber auch andere als für die Koeffizientenschätzung verwendete Probeflächen simuliert werden können, ist im Simulator MOSES die Angabe der Bonität, die für die Herleitung der Höhenzuwachspotentiale notwendig ist, vorgesehen.

Für die Fichten im Mischungstyp Buche-Fichte lag für die älteren Bestände ein gutes Mischungsspektrum von reiner bis kaum Fichte vor. Leider fehlte der so wichtige Bereich von mit Buche gemischten Jungbeständen. Außerdem war die verfügbare Anzahl an

Periodenwerten sehr gering. Diese geringe Anzahl konnte zum Teil kompensiert werden, da sich keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Mischungstypen Fichte–Kiefer und Buche–Fichte für die bei Fichte erarbeiteten Kronenveränderungs- und Mortalitätsmodelle ergaben. Somit konnten sämtliche verfügbaren Fichtendaten für die Schätzung einer einzigen, vom Mischungstyp unabhängigen Kronenveränderungs- und Mortalitätsfunktion verwendet werden, wodurch diese Modelle auch für den Buchen–Fichtenmischwald als sehr zuverlässig zu betrachten sind.

Letztlich stellt sich aber auch hier die Frage, ob nicht erst auf Grund der geringen Anzahl an verfügbaren Periodenwerten keine signifikanten Unterschiede im Kronenveränderungs- und Mortalitätsverhalten zwischen den beiden Mischungstypen nachweisbar waren.

9.2.2. Vergleich der Zuwachsbeziehungen im Modell MOSES und FOREST

Nachdem im Simulator FOREST (Monserud 1975) jeweils die absoluten Zuwächse und nicht wie in Modell MOSES (Hasenauer et al. 1994) das Zuwachsverhältnis innerhalb einer Wachstumsperiode ermittelt wurden, sollte der Einfluß der direkten Zuwachsschätzung auf die gefundenen Ergebnisse getestet werden. Zu diesem Zweck wurden die Beziehungen in Abhängigkeit vom potentiellen Zuwachs und den bereits bekannten Eingangsvariablen für das verfügbare Datenmaterial neu ermittelt und mit den aus Gleichung (31) und (32) bekannten Ergebnissen verglichen.

Schätzt man die relativen Zuwächse, so kann dies zu einer Verringerung der Korrelationskoeffizienten führen bzw. kann die Verringerung als Maß für den trivialen Zusammenhang zwischen potentiell und aktuellem Zuwachs herangezogen werden. In Tabelle 26 sind die Korrelationskoeffizienten für die direkte und relative Höhen- und Durchmesserzuwachsschätzung je Baumart und Mischungstyp dargestellt.

Tabelle 26: Vergleich der Korrelationskoeffizienten für die Höhen- und Durchmesserzuwachsbeziehungen geschätzt als Zuwachsverhältnis bzw. direkt. Die Verringerung des Korrelationskoeffizienten im relativen Zuwachsmodell kann als Maß für den unerwünschten trivialen Zusammenhang zwischen potentiell und aktuellem Zuwachs interpretiert werden.

Table 26: Comparison of the coefficients of correlation for the height- and diameter increment model based on the increment ratios and the absolut increment. The reduction of the coefficients of correlation between the relative- and absolut increment model can be interpreted as the undesirable influence of the trivial relationships between potential and actual increment.

Mischungs- typ	Baumart	N	Höhenzuwachs- modell		Durchmesser- zuwachsmodell	
			R1)	R2)	R1)	R2)
Fichte-Kiefer	Fichte	5468	0,58	0,58	0,67	0,59
	Kiefer	782	0,19	0,32	0,41	0,63
Buche-Fichte	Buche	486	0,40	0,52	0,76	0,68
	Fichte	192	0,45	0,74	0,64	0,66

N Anzahl der Periodenwerte

1) Korrelationskoeffizient der relativen Höhen- bzw. Durchmesserzuwachsbeziehung ermittelt aus

$$\frac{i_{\text{obs}}}{i_{\text{pot}}} = CR^{b_6} \cdot \left(1 - e^{\frac{-b_4}{CIA \cdot (1+b_2 \cdot \Delta CI)}}\right)$$

2) Korrelationskoeffizient der absoluten Höhen- bzw. Durchmesserzuwachsbeziehung ermittelt aus

$$i_{\text{obs}} = i_{\text{pot}} \cdot CR^{b_6} \cdot \left(1 - e^{\frac{-b_4}{CIA \cdot (1+b_2 \cdot \Delta CI)}}\right)$$

Ähnliche Genauigkeitswerte und damit keine Unterschiede weisen das Höhen- und Durchmesserzuwachsmodell für die Fichte im Fichten-Kiefern-mischwald und die Durchmesserzuwachsmodelle für Buche und Fichte im Buchen-Fichten-mischwald auf. Alle anderen Zuwachsmodelle weisen auf einen deutlichen trivialen Zusammenhang zwischen potentiell und aktuellem Zuwachs hin. Geht man davon aus, daß sich das aktuelle Wachstum aus einem Potential reduziert um den konkurrenzbedingten Einfluß der Vergangenheit und der Gegenwart, ausgedrückt in Form der beiden Multiplikatoren ergibt, so

ist ein Zusammenhang zwischen aktuellem und potentiellm Zuwachs unerwünscht, weil dies eben kein Konkurrenzbedingter ist.

Die stärksten Unterschiede weist jeweils die lichtempfindlichere (Kiefer im Fichten-Kieferntyp bzw. Fichte im Buchen-Fichtentyp) der beiden je Mischung vorkommenden Baumarten auf. Ein möglicher Grund dafür könnte sein, daß jene Bäume, die zwar ein hohes Zuwachspotential, aber geringe aktuelle Zuwächse haben, bei der jeweiligen Lichtbaumart früher ausfallen und somit der untere Bereich der Zuwachsleistung in der Datengrundlage fehlt.

Als nächstes war ein Vergleich der für die absoluten bzw. relativen Zuwachsbeziehungen ermittelten Korrelationskoeffizienten mit den von Monserud (1975) publizierten Werten von Interesse. Zwar wurden andere Baumarten parametrisiert, aber es fällt doch auf, daß seine Genauigkeitsangaben für die untersuchten Baumarten sehr hohe Korrelationskoeffizienten (0,76 bis 0,92 im Höhenzuwachsmodell und 0,75 bis 0,93 im Durchmesserzuwachsmodell) aufweisen.

Derart hohe Korrelationskoeffizienten, die beispielsweise auch Pretzsch (1992) für seine Beziehungen findet, sind doch sehr erstaunlich und eigentlich nur durch verschiedene Annahmen erklärbar, die bei der Erarbeitung der hier vorgestellten Beziehungen ausdrücklich ausgeschlossen wurden.

Einer der Hauptgründe für die hohen Bestimmtheiten in den von Monserud (1975) gefundenen Beziehungen liegt wohl in der Ausschaltung der Streuung für die verwendeten Einzelbaumhöhen und die Kronenansatzhöhen. Auf Grund des Fehlens von geeigneten Meßwerten verwendet Monserud (1975) als Ausgangsdaten Einzelbaumhöhen, die über das von Richards (1959) vorgestellte Funktionsschema hergeleitet wurden. Damit fehlt die für Höhenkurven bekannte Reststreuung von ca. $\pm 2,5$ m in seinen Genauigkeitsangaben. Das gleiche gilt auch für die mittels Gleichung (6) hergeleiteten Kronenansatzhöhen, für die eine zumindest ähnlich große Streuung der Einzelwerte um die für die Berechnung der Kronenansätze verwendete Ausgleichsfunktion angenommen werden kann.

Bedenkt man, daß in den hier vorgestellten Höhen- und Durchmesserbeziehungen für Fichte (2 Mischungstypen), Kiefer und Buche nur tatsächliche Meßwerte und keine über heuristische Funktionen ausgeglichenen Einzelbaumdaten verwendet wurden, so werden die vergleichsweise relativ geringen Bestimmtheiten erklärbar, da von einer wesentlich größeren Ausgangsstreuung ausgegangen wurde.

Ganz generell ergibt sich aber für Zuwachsmo­delle, die auf heuristisch ausgeglichene Einzelbaumdaten zurückgreifen, noch ein weiteres, vielleicht viel wichtigeres Problem. Auf Grund der Wirkung der Ausgleichsfunktion auf die für die Zuwachsberechnung verwendeten Baum- und Kronenansatzhöhen könnte möglicherweise bereits eine systematische Beeinflussung, also ein klassischer "bias", vorliegen, der dazu führt, daß gewisse Effekte nicht in die Zuwachsbeziehungen Eingang finden oder aber erst auf Grund der Datenherleitung selbst einen signifikanten Einfluß bekommen. Als Folge wird die biologische Interpretierbarkeit der einzelnen Eingangsvariablen bzw. der geschätzten Koeffizienten wesentlich erschwert, noch dazu wenn man die bei der Parametrisierung eventuell eingeführten Grenzwertdefinitionen mitberücksichtigt. Gerade das Überschreiten der Grenzwertdefinitionen könnte ja letztlich doch biologische Gründe haben. Weiters könnten Wechselwirkungen zwischen der vergleichsweise großen Anzahl an Eingangsvariablen oder aber Effekte heuristischer Datenherleitung mögliche Gründe für ein Überschreiten von Grenzwerten sein.

Grundsätzlich sollten Studien, die das Ziel haben, neue methodische Ansätze in der Modellierung des Einzelbaumwachstum zu finden, sich ihre Daten nicht selbst herleiten. Zwar wird oft angeführt, daß etwa die Erhebung von Einzelbaumhöhen oder auch Kronenansatzmessungen sehr zeitaufwendig und trotzdem ungenau ist, doch andererseits ist ja gerade das ein wichtiger Bestandteil von Ergebnissen. Was nützt ein Modell, wenn sich für die verwendeten Eingangsdaten nicht ausschließen läßt, daß ihre Herleitung möglicherweise zu unerklärbaren oder auch falschen Effekten führen kann.

Sind auf Grund der möglichen Meßungenauigkeiten trotzdem signifikante Zusammenhänge erzielbar, so ist das ein Beweis für die Qualität der gefundenen Beziehung und nicht umgekehrt. Außerdem folgen Meßungenauigkeiten in der Regel dem Gesetz des Zufalls. Man kann also annehmen, daß eine eventuell höhere Streuung keinen "bias" enthält, während dies für die Streuung der über Höhen- oder Kronenansatzkurven hergeleiteten Einzelbaumdaten nicht auszuschließen ist.

9.2.3. Vergleich der Zuwachsbeziehungen im Modell MOSES und SILVA 1

Nachdem ein Teil der für die Parametrisierung der Beziehungen im Buchen-Fichtenmischwald verwendeten Eingangsdaten auch für die Kalibrierung des Wachstumssimulators SILVA 1 (Pretzsch 1992) verwendet worden war, soll im folgenden ein Vergleich der für das Modell MOSES erarbeiteten Höhen- und Durchmesserzuwachsbeziehungen mit den Ansätzen des Modells SILVA 1 vorgenommen werden. Zu diesem Zweck werden nur die Buchen-Fichtendaten des Bayerischen Waldes herangezogen.

Der Simulator MOSES verwendet einen zweidimensionalen Konkurrenzansatz, der auf der potentiellen Einflußzone eines Solitärs beruht (Bella 1971). Trotz der Gewichtung der ermittelten Überlappungsflächen mit den jeweiligen Baumhöhen und potentiellen Kronenradien, die in den Konkurrenzindex nach Ek und Monserud (1974) eingehen [siehe Gleichung (4)], bleibt dieser Ansatz im Gegensatz zu jenem von Pretzsch (1992) immer ein zweidimensionaler.

Im distanzabhängigen Einzelbaumsimulator SILVA 1 geht Pretzsch (1992) von einem dreidimensionalen Konkurrenzkonzept, ausgedrückt durch ein potentielles Kronenvolumen und einem mit 60 Grad Öffnungswinkel über der Krone, die für das optimale Wachstum von den Nachbarbäumen nicht eingenommen werden darf, aus. Das räumliche Modell einer potentiellen Krone wird konkurrenzbedingt reduziert auf Grund seitlicher Einengung und Beschattung durch den in einem Lichtkegel über einem Baum von den Nachbarn ausgefüllten Raum. Die Idee ist, daß ein Baum mit einer großen Krone, eine große Kronenmantelfläche besitzt und damit viel Oberfläche für die Assimilation bzw. Biomassenproduktion aufweist.

Da das Ziel der hier vorgestellten Arbeit eine Methodenstudie des einzelbaumorientierten Modellansatzes in Hinblick auf eine spätere möglichst auch praktische Anwendung des Modells sein sollte und man davon ausging, daß ein zweidimensionaler Ansatz leichter umsetzbar sein wird als ein dreidimensionaler, war ein Vergleich mit den von Pretzsch (1992) vorgestellten Arbeiten von Interesse.

Um die hier erarbeiteten Höhen- und Durchmesserzuwachsbeziehungen mit jenen im Modell SILVA 1 vergleichen zu können, wurden die Gleichungen (31) und (32) mit den aus Bayern verfügbaren Einzelbaumdaten sowohl für die relative als auch für die absolute Zuwachsermittlung neu berechnet. Dabei wurden nur gemessenen bzw. aus diesen hergeleitete Eingangswerte verwendet. Die Schätzung der absoluten Zuwachswerte war von Interesse, da Pretzsch (1992) in seinen Modellbeziehungen diesen Ansatz verfolgt und somit ähnlich wie

auch Monserud (1975) für seine gefundenen Beziehungen zumindest nicht ausschließen kann, daß triviale Zusammenhänge zwischen den potentiellen und aktuellen Zuwächsen bestehen.

Ein weiterer wichtiger Punkt des Vergleiches besteht in der verwendeten Datengrundlage. So verwendet Pretzsch (1992) für die Erarbeitung seiner Zuwachsbeziehungen ebenfalls (siehe FOREST) nur aus heuristischen Funktionen hergeleitete Einzelbaum- und Kronenansatzhöhen, womit im Gegensatz zu den hier erarbeiteten Beziehungen die bekannten Streuung der Einzelwerte um die jeweiligen Ausgleichsfunktionen (mindestens +/- 2,5 m) fehlten.

Für den Vergleich werden die jeweils ermittelten Korrelationskoeffizienten mit jenen von Pretzsch (1992) publizierten herangezogen. Tabelle 27 zeigt eine Gegenüberstellung der Ergebnisse in Abhängigkeit vom Schätzverfahren und Simulationsmodell. Wichtig zu betonen ist, daß im Modell SILVA 1 der Durchmesserzuwachs über den Grundflächenzuwachs hergeleitet wird, womit ein direkter Vergleich nicht so eindeutig wie im Höhenzuwachsmodell möglich ist.

Tabelle 27: Korrelationskoeffizienten der Höhen- und Durchmesserzuwachsmodelle im Simulator MOSES bzw. SILVA 1. Da im Simulator SILVA 1 der Durchmesserzuwachs über den Kreisflächenzuwachs des Einzelbaumes hergeleitet wird sind die Ergebnisse nicht direkt vergleichbar. Die verwendeten Daten stammen aus den Probestellen des Bayerischen Waldes.

Table 27: Comparison in the coefficients of correlation of the height and diameter increment model used in the program MOSES and SILVA 1. Because the diameter increment of SILVA 1 is predicted from the basal area increment of a tree, the results are not really comparable with program MOSES. Only data from the Bavarian Forest are used.

Modell für	Baumart	MOSES			SILVA 1	
		N	R ^{a)}	R ^{b)}	N	R ^{b)}
Höhenzuwachs ¹⁾	Buche	283	0,59	0,75	568	0,59
	Fichte	192	0,45	0,74	622	0,68
Durchmesser/Kreisflächenzuwachs ²⁾	Buche	283	0,77	0,77	832	0,97
	Fichte	192	0,64	0,67	480	0,92

N Anzahl der Periodenwerte

R Korrelationskoeffizienten

a) für das relative Zuwachsmodell ($i_{\text{obs}}/i_{\text{pot}}=\dots$)

b) für das absolute Zuwachsmodell ($i_{\text{obs}}=i_{\text{pot}}\dots$)

1) Eingangsvariable im Programm MOSES sind:

Kronenverhältnis

Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung

2 geschätzte Koeffizienten

Eingangsvariable im Programm SILVA 1 sind:

potentieller Höhenzuwachs

Bekronungsgrad (Kronenlänge/Baumhöhe)

Kennwert für die seitliche Kroneneinengung

Beschattung durch Fichte bzw. Buche

durchforstungsbedingte, abrupte Veränderung der seitlichen

Kroneneinengung bzw. Beschattung

9 geschätzte Koeffizienten

2) Eingangsvariable im Programm MOSES sind:

Kronenverhältnis außer für die Buche

Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung

Differenz im Konkurrenzindex vor bzw. nach erfolgter Freistellung im Buchenmodell

2 geschätzte Koeffizienten

Eingangsvariable im Programm SILVA 1 sind:

Kronenmantelfläche zu Beginn der Zuwachsperiode

Kronenvolumen zu Beginn der Zuwachsperiode

Grundfläche zu Beginn der Zuwachsperiode

Beschattung des Baumes durch benachbarte Fichten und Buchen

durchforstungsbedingte Veränderung der Beschattung

8 geschätzte Koeffizienten

Nachdem für alle berechneten Beziehungen die gleichen Probestflächen verwendet wurden, stellen die Unterschiede in den Anzahlen jene Periodenwerte dar, für die eine der geforderten Meßwerte wie Brusthöhendurchmesser, Baumhöhe und Kronenansatzhöhe gefehlt hatten.

Die Korrelationskoeffizienten des Höhenzuwachsmodells weisen trotz der relativ wenigen Eingangsvariablen und der geringen Anzahl an geschätzten Regressionskoeffizienten im Simulationsprogramm MOSES keine Genauigkeitsverschlechterungen bei der vergleichbaren direkten Zuwachsschätzung gegenüber dem im Programm SILVA 1 verwendeten Ansatz auf.

Sogar der aus den relativen Zuwachsschätzungen ermittelte Korrelationskoeffizient war gleich gut (Fichtenhöhenzuwachsmodell) bzw. nur auf Grund des unerwünschten Einflusses der Scheinbeziehungen zwischen potentiellen und tatsächlichen Höhenzuwachsen geringer (Buchenhöhenzuwachsmodell). Bedenkt man, daß Pretzsch (1992) für die Erarbeitung seiner Beziehungen, die für die Genauigkeiten so wichtigen Bestandteile der Streuung von gemessenen Baum- und Kronenansatzhöhen gänzlich vernachlässigte, so sind die Bestimmtheiten der im Modell MOSES verwendeten Zuwachsbeziehungen überraschend hoch.

Wesentlich schwieriger zu interpretieren sind die dargestellten Unterschiede in den Durchmesserzuwachsmodellen des Programmes MOSES und den Kreisflächenzuwachsmodellen im SILVA 1.

Ganz allgemein fällt aber auf, daß die Höhen- und Kreisflächenzuwachsbeziehungen von Pretzsch (1992) ähnlich wie jene von Monserud (1975) aus sehr vielen Eingangsvariablen und Koeffizienten bestehen (siehe Tabelle 27), womit sich das Problem der exakten Interpretierbarkeit und Wirkungsweise ergibt. Bedenkt man, daß weiters auf Grund der heuristischen Herleitung von Baumhöhen und Kronenansatzhöhen möglicherweise manche der gefundenen Abhängigkeiten erst durch den Wegfall von wichtigen Teilen der Datenstreuung entstanden sein könnten, so wird die Interpretierbarkeit der von Pretzsch (1992) gefundenen Beziehungen noch zusätzlich erschwert. Es besteht im Prinzip auch in diesem Modellansatz das grundsätzliche Problem, daß eine Studie, die sich zum Ziel setzt, Eingangsvariable für wachstumsbeeinflussende Funktionen zu finden, sich ihre Daten nicht selbst herleiten sollte. Diese Vorgangsweise wäre erst für eine spätere Verallgemeinerung bzw. praktische Umsetzung von gefundenen Wachstumsbeziehungen denkbar und zulässig.

9.3. Ausblick

Die Waldwachstumsforschung steht vor der Aufgabe geeignete, das heißt vor allem auch praktikable Prognosemodelle für die an Bedeutung zunehmenden ungleichaltrigen Mischbestände zu erarbeiten. Nach heutigem Wissensstand ist das nur auf Basis von Einzelbaumwachstumssimulatoren möglich.

In der hier vorliegenden Studie ging es daher um die Erarbeitung methodischer Modellansätze für eine einzelbaumorientierte Wachstumsprognose. Weiters waren die notwendigen Eingangsvariablen, deren Wirkungsweise und die Datengrundlage und Datenqualität, die für die Parametrisierung von Modellbeziehungen notwendig sind, von Interesse.

Um dem Ziel der praktischen Umsetzbarkeit näher zu kommen, wären folgende Schritte vorstellbar:

- Die Substituierung des abstandsabhängigen und damit auf Koordinaten aufbauenden Konkurrenzindex von Ek und Monserud (1974) durch einen anderen, leicht herleitbaren abstandsunabhängigen Konkurrenzindex.
- Die Möglichkeit der Verallgemeinerung der Herleitung von Einzelbaumhöhen und Kronenansatzhöhen über heuristisch Beziehungen. Dabei wäre unbedingt zu klären, ob systematische Fehler im Zuge der Herleitung derartiger Einzelbaumdaten entstehen (siehe Modell FOREST und SILVA 1) und wie diese eventuell zu quantifizieren und damit zu korrigieren wären.
- Ausweitung des Methodenstudiums auf andere Baumarten und Mischungstypen.

Vom methodisch Standpunkt wäre ein Vergleich des hier verwendeten zweidimensionalen Konkurrenzansatzes mit dem von Pretzsch (1992) vorgestellten dreidimensionalen Konkurrenzmodell von Interesse. Es wäre vor allem wichtig zu klären, welcher methodische Ansatz die genaueren Ergebnisse liefert, welche Eingangsvariablen letztlich bei Pretzsch (1992) ohne heuristische Herleitung der Baumhöhen und Kronenansätze tatsächlich in sein Modell eingehen und welcher Ansatz auch im Extrapolationszeitraum die besseren Ergebnisse liefert.

Der große und sehr komplizierte Bereich der Verjüngungsdynamik im Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischwald ist noch gänzlich ungeklärt. Im hier vorgestellten Konzept wird der Einzelbaum erst ab einer Baumhöhe von 1,3 m erfaßt (= Einwuchs). Vordringlichstes Ziel ist

somit die mathematische Formulierung der vor allem auf den Fichten–Kiefernprobestflächen sehr üppig vorhandenen Verjüngungsdynamik, damit diese in den Simulator MOSES integriert werden kann.

Mit der zunehmenden Einwirkung von zusätzlichen Einflüssen auf das Waldökosystem stellt sich die Frage, wie weit sich die klassischen ertragskundlichen Einzelbaumwachstumsprognosemodelle auch für ökologisch orientierte Fragestellungen anwenden lassen. Das hier vorgestellte Konzept bietet einige Verbindungsmöglichkeiten zu diesen externen, also nicht von der unmittelbaren Konkurrenz der Nachbarbäume abhängigen, Wachstumsmodifikationen.

Wären etwa externe Einflüsse auf das Wachstumsverhalten von Bäumen bekannt, so könnten diese, soweit sie eine der im Modell verwendeten Eingangsvariablen als abhängige benutzen, jederzeit und problemlos in den Simulator MOSES eingebaut werden. Damit könnte man nicht nur klassisch forstliche Szenarienstudien wie Durchforstungssimulationen, Zielstärkennutzungen, etc. durchführen, sondern auch Fragen des selektiven Ausfalls von Baumarten, Düngeeinflüsse oder auch die Wirkung von verbesserten oder verschlechterten allgemeinen Wachstumsbedingungen simulieren.

Abschließend sei noch auf die Möglichkeit der Modellverwendung in prozeßorientierten Ansätzen hingewiesen. Auf Grund der einfachen Konzeption, erarbeitet an einer Vielzahl einzelbaumorientierter und vor allem "dynamischer Daten", wäre die Einarbeitung prozeßorientierter Ansätze denkbar.

10. ZUSAMMENFASSUNG

Die vorliegende Arbeit stellt ein einzelbaumorientiertes abstandsabhängiges Wachstumskonzept für ungleichaltrige gemischte Fichten-Kiefern und Buchen-Fichtenbestände vor. Anders als in den Arbeiten von Pretzsch (1992), der von einem dreidimensionalen Konkurrenzansatz auf Basis der potentiellen Krone ausgeht, wird ein zweidimensionaler Konkurrenzansatz mit der potentiellen Einflußzone eines Solitärs (Bella 1971) zur Beschreibung der nachbarschaftlichen Konkurrenz herangezogen.

Als Datengrundlage standen 22 gemischte Fichten-Kiefernprobeflächen aus drei Aufnahmeperioden und 14 teilweise reine bzw. gemischte Buchen-Fichtenprobeflächen von bis zu vier Aufnahmeperioden zur Verfügung. Von allen in der Studie verwendeten Einzelbaumdaten bzw. Periodenwerten waren die Koordinaten vorhanden und die zum jeweiligen Aufnahmezeitpunkt erhobenen Brusthöhendurchmesser, Baumhöhen und Kronenansatzhöhen. Damit werden anders als in den Arbeiten von Monserud (1975) und Pretzsch (1992) keine über heuristische Funktionen hergeleitete Einzelbaumdaten für die Erarbeitung geeigneter Modellbeziehungen herangezogen.

Grundsätzlich bestehen einzelbaumorientierte Waldwachstumssimulatoren aus einem Höhen- und Durchmesserzuwachsmo­dell und einer Mortalitätsfunktion. Nachdem einer der wichtigsten Eingangsvariablen in die vorher beschriebenen Module das Kronenverhältnis war, mußte auch ein geeignetes Kronenveränderungsmodell erarbeitet werden.

Die erarbeiteten Höhen- und Durchmesserzuwachsmo­delle beruhen auf dem von Monserud (1975) vorgestellten Ansatz eines Zuwachspotentiales, das im wesentlichen durch zwei, die nachbarschaftliche Konkurrenz beschreibende Reduktionsfaktoren verringert wird. Bei diesen beiden Reduktionsfaktoren handelt es sich um den Allometric Multiplier für die Beschreibung der Konkurrenzsituation, der der Baum in der Vergangenheit ausgesetzt war und den Overstocking Multiplier, für die am Beginn der Wachstumsperiode herrschende Konkurrenz.

Die Herleitung der potentiellen Höhenzuwächse erfolgt über Oberhöhenkurven von regional empfohlenen Ertragstafeln, adaptiert mit einem baumarten-, probeflächen- und beobachtungsperiodenspezifischen Korrekturfaktor. Dieser Korrekturfaktor, der aus Stammanalysen bzw. aus dem Oberhöhenverlauf der vorherrschenden Bäume hergeleitet wurde, beinhaltet einerseits die möglichen Abweichungen der Oberhöhenentwicklung auf den Probeflächen im Vergleich zur Ertragstafel und andererseits mögliche Umwelteinflüsse auf die potentiellen Höhenzuwächse.

Da keine geeigneten Solitärdaten zur Verfügung standen, von denen man annimmt, daß sie den maximal möglichen Durchmesserzuwachs leisten, wurde für die Herleitung der potentiellen Durchmesserzuwachses Sterbas (1975) Erweiterung der Competition Density Rule von Kira et al. (1953) herangezogen.

Die wichtigsten Eingangsvariablen für das Höhen- und Durchmesserzuwachsmo­dell in Abhängigkeit von der Baumart und dem Mischungstyp sind das Kronenverhältnis und der Konkurrenzfaktor nach erfolgter Kronenfreistellung (Ek und Monserud 1974). Einzig im Höhenzuwachsmo­dell der Fichte im Mischungstyp Fichte-Kiefer und im Durchmesserzuwachsmo­dell der Buche ging die Freistellung selbst in die Beziehung mit ein. Diese Freistellungsvariable drückt entweder einen Wuchsverzögerungs- (Fichtenhöhenzuwachsmo­dell im Fichten-Kiefernwald) oder aber einen Wuchsbeschleunigungseffekt (Buchendurchmesserzuwachsmo­dell) im Vergleich zu einem Baum, der diese günstigeren Wachstumsbedingungen bereits in der Vergangenheit hatte, aus.

Für die Schätzung der zukünftigen Kronenlängenveränderung wurde ein dynamisches Kronenlängenveränderungsmodell erarbeitet, das direkt die periodischen Zunahme der Kronenansatzhöhe schätzt. Als Eingangsvariable sind die Baumhöhe, das Kronenverhältnis, der Konkurrenzindex nach erfolgter Kronenfreistellung nach Ek und Monserud (1974) und der Brusthöhendurchmesser notwendig. Dabei konnte auf ein eigenes Kronenveränderungsmodell für die Fichte im jeweiligen Mischungstyp verzichtet werden, da keine signifikanten Unterschiede in der Kronenentwicklung zwischen den beiden Mischungsformen nachweisbar waren.

Für die Beschreibung der individuellen Mortalität wurde auf Basis des logistischen Ansatzes ein baumartenspezifisches Mortalitätsmodell erarbeitet. Vorteil des logistischen Ansatzes sind die eindeutig mit 0 und 1 definierten Grenzwerte der geschätzten Sterbewahrscheinlichkeiten. Damit sind anders als etwa im regressionsanalytischen Ansatz keine Grenzwertüberschreitungen und damit systematischen Fehler möglich.

Für die Fichte konnte unabhängig vom Mischungstyp ein einziges Modell erarbeitet werden. In allen drei baumartenspezifischen Mortalitätsfunktionen ging der Konkurrenzindex nach erfolgter Freistellung (Ek und Monserud 1974) in die Beziehung mit ein. Das Kronenverhältnis als Ausdruck der vergangenen Konkurrenz und der Brusthöhendurchmesser als Maß für das stadiale Alter waren nur im Modell für Fichte und Kiefer signifikant.

Um die einzelnen Teilmodule in ihrer Wirkung auf den Simulationsablauf validieren zu können, wurde MOSES, ein visualisiertes interaktives Computerprogramm zur Simulation von Wachstumsreaktionen, von Hasenauer et al. (1994) entwickelt. MOSES Version 1.2., enthält

zusätzlich noch die Option der irregulären Mortalität in Form eines Schneebruchsimulators. Es bietet dem Benutzer eine zwei- bzw. dreidimensionale Darstellungsmöglichkeit der Bestände und kann zum Studium unterschiedlicher Behandlungsvarianten herangezogen werden.

Die Validierungen, durchgeführt in Form eines Zuwachsvergleiches von geschätzten und beobachteten Werten von nicht in der Parametrisierung verwendeten Probeflächen, erbrachte keine gesicherten Abweichungen und damit Genauigkeitsverluste für die erarbeiteten Modellansätze. Auch waren die aufgetretenen Unterschiede in ihrem Ausmaß gering. Einzig ein für die Validierung herangezogener Fichtenaltholzbestand aus einem anderen Wuchsgebiet zeigte mit zunehmender Simulationsdauer systematische Zuwachsunterschätzungen im Modell. Dieser Effekt ist aber im Grunde nichts anderes als der Beweis, daß erarbeitete Korrekturwerte, die die Abweichung der verwendeten Oberhöhenfunktion der Ertragstafel im Vergleich zu den Oberhöhenverläufen der Probeflächen berichtigen, nur für einen sehr begrenzten lokalen Bereich ihre Gültigkeit haben.

Die abschließende Plausibilitätskontrolle über mehrere 5 – jährige Wachstumsperioden und einem anschließenden Vergleich der Ergebnisse mit empfohlenen Ertragstafeln deuteten ebenfalls auf keine systematische Fehlschätzung im Modell hin.

11. Summary

The study presents a concept of a distance dependent single tree model for uneven-aged mixed Norway spruce – Scots pine and Common beech – Norway spruce stands in central Europe. In comparison to the work done by Pretzsch (1992) using a three dimensional competition concept, in this study a two dimensional concept based on the area influence zone of an open-grown tree (Bella 1971) is used for determining the competition level among trees.

Data for this investigation came from 22 permanent plots of mixed Norway spruce – Scots pine and from 14 plots of mixed Common beech – Norway spruce stands. The Spruce–Pine plots were remeasured three times and the Beech–Spruce stands up to four times. For each tree the coordinates, diameter at breast height, total height, and the crown length from repeated field measurements were available. It is important to note that different to Monserud's (1974) and Pretzsch's (1992) used data sets, no heuristic functions were applied for determining the trees' height and the heights to the base of the live crown.

A single tree simulator consists of a height- and diameter increment model and a mortality function. Because one of the main driver in these models is the crown ratio, a model for predicting future crown length was developed.

The developed height- and diameter increment model is based on Monserud's (1975) approach and depends on the assumption that the potential increment for a given tree is reduced by a function of the crown ratio as the allometric multiplier representing the growing conditions in the past and the overstocking multiplier for the current competition situation.

To determine potential height increment, existing site index functions adapted by a tree species-, plot- and observation period specific correction factor were used. These correction factors were calculated with regional stem analyses and account for the fact that the site index represents the average height increment of dominant trees for a wider area and therefore divergencies between the selected site index function and the potential height development of a particular stand may exist. Furthermore the correction factor includes possible environmental impacts on potential growth.

Because no adequate data from open-grown trees were available, which were assumed to show the potential diameter development, Sterba's (1975) extension of the competition density rule (Kira et al. 1953) was used for calculating the potential diameter increment rates of an open-grown tree.

The main drivers of the developed height- and diameter increment model by tree species and mixed stand type are the crown ratio, representing the past crowning conditions and the competition index after crown release (Ek and Monserud 1974). In the mixed Spruce-Pine stands Norway spruce exhibits a growth depressing shock after crown release, because the release parameter entered the height increment model significantly positive. The crown ratio for Common beech did not improve the model, but the release parameter, which accounts for the species specific response to sudden release, was significant.

For predicting future crown length, a dynamic crown-height increment model was developed by estimating the periodical increase of the height to the base to the live crown in dependence on the tree height, crown ratio, the competition index after crown release (Ek and Monserud 1974) and the diameter at breast height at the beginning of each growing period. Furthermore Norway spruce exhibits no significant differences in the crown height development between the two investigated mixed stand types.

The individual tree mortality resulting from competition during the growth process among trees is a dichotomous classification problem. For individual tree models the dependent variable has two conditions, live or dead (0, 1). Consequently the predicted probability of mortality for the next growing season is bounded by 0 and 1.

To ensure that the predicted probabilities range between the two possible conditions, a logistic model was applied to the data. The advantage of this approach is that no probabilities of mortality below or above the clear defined range are possible. In order to initialize the model only variables could be used which were available at the beginning of each simulation process. The final model predicts the probability of individual tree mortality in dependence of the crown ratio, representing the past growing conditions, the Ek-Monserud index (1974) calculated after crown release as a measure of the current competition situation and the breast height diameter, describing the age related mortality trend. For Norway spruce again no significant differences between the two mixed stand types could be detected.

For validation purposes and stand treatment studies, MOSES version 1.2 (Hasenauer et al. 1994), a visualized user oriented computer simulation program for modeling stand response was developed. The needed starting values for initializing a simulation run are tree coordinates, diameters at breast height, total tree heights and the heights to the base to the live crown.

After selecting a stand, the user has the opportunity to display the stand situation either in a two or three dimensional form on the screen. Before starting a growing process, trees can be

removed, which offer the possibility to simulate and compare stand responses to different silvicultural practices.

Considering the results of the periodical increment differences between the observed and the increment rates predicted with MOSES, it can be concluded, that no tendency in an over- or underestimation exists. Only the old Norway spruce stand from another growth district exhibited after several growth periods an increasing divergency between observed and simulated results. Because no stem analyses for this growth district were available this effect can be interpreted as the weakness of the used correction factor and emphasis the need of local correction factors for adapting existing site index functions.

Comparing the results of several simulation runs with suggested local yield tables displayed no systematic errors in the model.

12. LITERATUR

- Abetz, P. 1977. Zuwachsveränderungen in verschiedenen Schafthöhen. Mitt. d. FBVA Wien. 120: 11–23.
- Amateis, R.L., H.E. Burkhart, and T.A. Walsh. 1989. Diameter increment and survival equations for growing in thinned and unthinned plantations on cutover, site-prepared lands. South. J. of Appl. For. 13 (4): 170–174.
- Arney, J.D. 1972. Computer simulation of Douglas-fir tree and stand growth. Ph.D. thesis, Oregon State Univ., Corvallis. 88 S.
- Assmann, E. 1961. Waldertragskunde. BLV Verlagsges. München. 490 S.
- Assmann, E., und F. Franz. 1963. Vorläufige Fichten-Ertagstafel für Bayern. Forstw. Centralblatt. 84: 1–68.
- Autorenkollektiv 1969. Biometrisches Wörterbuch Band 1. VEB Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin. 507 S.
- Avila O.B., und H.E. Burkhart. 1992. Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. Can. J. For. Res. 22: 1878–1882.
- Bella, I.E. 1970. Simulating of growth, yield and mangement of aspen. Ph.D. thesis, Univ. of British Columbia, Vancouver. 199 S.
- Bella, I.E. 1971. A new competition model for individual trees. For. Sci. 17: 364–372.
- Bailey, R.L., und T.R. Dell. 1973. Quantifying diameter distributions with Weibull function. For. Sci. 19: 97–104.
- Botkin, D.B., J.F. Janak, und J.R. Wallis. 1972. Some ecological consequences of a computer model of forest growth. J. Ecol. 60: 849–872.
- Braathe, P. 1980. Height increment of young single trees in relation to height and distance of neighbouring trees. Mitt. d. FBVA Wien. 130: 43–47.
- Brunner, H.D., und J.W. Moser. 1973. A Markov chain approach to the prediction of diameter distributions in uneven-aged forest stands. Can. J. For. Res. 3: 409–417.
- Buchman, R.G. 1979. Mortality functions. In a generalized forest growth projection system applied to the Lake States region. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep. NC-49. pp. 47–55.
- Buchman, R.G., S.P. Pederson, und N.R. Walters. 1983. A tree survival model with application to species of the Great Lakes region. Can. J. For. Res. 13: 601–606.
- Buford, M.A., und W.L. Hafley. 1985. Probability distributions as models for mortality. For. Sci. 31: 331–341.

- Burkhardt, H.E. 1971. Slash pine plantation yield estimates based on diameter distribution – an evaluation. *For. Sci.* 17: 452–453.
- Burkhardt, H.E., K.D. Farrar, R.A. Amateis, und R.F. Daniels. 1987. Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas. *Coll.For. and Wildlife Resources*. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, Va. Publication FWS-1-87: 47 S.
- Clutter, J.L. 1963. Compatible growth and yield models for loblolly pine. *For. Sci.* 9: 354–371.
- Clutter, J.L., und F.A. Bennett. 1965. Diameter distributions in old-field slash pine plantations. *Georgia For. Res. Council Rep.*, No. 13: 9 S.
- Daniel, T.W., und H. Sterba. 1980. Zur Ansprache der Bestandesdichte. *Allg. Forstzeitung* 91: 155–157.
- Daniels, R.F. 1976. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. *For. Sci.* 22: 454–456.
- Dittmar, O., E. Knapp, und G. Lembcke. 1983. DDR-Buchenertragstafel. Institut für Forstwissenschaften, Eberswalde. 59 S.
- Dixon, W.J., et al. 1983. BMDP statistical software. University of California press, Berkeley–Los Angeles–London. 734 S.
- Eckmüllner, O. 1988. Zuwachsuntersuchungen an Fichte im Zusammenhang mit neuartigen Waldschäden. *Diss. Univ. f. Bodenkultur, Wien*. 129 S.
- Eckmüllner, O., und W. Fleck. 1989. Begleitdokumentation zum Wachstumssimulationsprogramm WASIM Version 1.0. Institut für Waldwachstumsforschung, Univ. f. Bodenkultur, Wien. Eigenverlag. 30 S.
- Eckmüllner, O. 1990 a. Durchforsten am Bildschirm. *ÖFZ* 101 (4): 64–65.
- Eckmüllner, O. 1990 b. WASIM – Wachstumssimulation. *Holzwirtschaft, Wald und Holz Rundschau*. 46 (1): 24–25.
- Ek, A.R. 1974. Dimensional relationships of forest and open-grown stems in Wisconsin. *Univ. of Wisconsin. Forestry Res. Note* 181: 7 S.
- Ek, A.R., und A. Dudek. 1980. Development of individual tree based stand growth simulators: progress and applications. *Univ. of Minnesota, College of Forestry, Dep. of Forest Resources Staff Paper Series*. 20: 25 S.
- Ek, A.R., und R.A. Monserud. 1974. FOREST: A computer model for simulating the growth and reproduction of mixed species stands. *Univ. Wisconsin, College of Agriculture and Life Sciences. Res. Rep.* R2635. 90 S.
- Filla, K. 1981. Die Parametrisierung von Einzelstammwachstumsmodellen über die bei der Forstinventur erhobenen Daten. *Diss. Univ. f. Bodenkultur, Wien*. 82 S.

- Finney, D.J. 1971. Probit analysis. (3d ed.) Cambridge (Eng) Univ.Press, New York. 333 S.
- Frauendorfer, R. 1954. Forstliche Hilfstafeln. Schriftenreihe d. Forstl. Bundes-Versuchsanstalt Mariabrunn – Wien. Band II. 168 S.
- Freudhofmaier, J. 1989. Nadelmassen- und Zuwachsuntersuchungen an der Kiefer in Verbindung mit den Erscheinungsbildern der neuartigen Waldschäden. Dipl. Arb., Univ. f. Bodenkultur, Wien. 95 S.
- Gadow, K., von. 1987. Untersuchungen zur Konstruktion von Wuchsmodellen für schnellwüchsige Platagenbaumarten. Institut für Ertragskunde der Forstl. Forschungsanstalt München. 77: 147 S.
- Guttenberg, A. 1896. Die Aufstellung von Holzmassen- und Geldertragstafeln von Stammanalysen. Österr. Vierteljahresschrift. f. Forstw. Wien. 36: 203–237 und 319–345.
- Gerhardt, E. 1930. Ertragstafeln für reine und gleichartige Hochwaldbestände von Eiche, Buche, Tanne, Fichte, Kiefer, grüner Douglasie und Lärche. Verlag Julius Springer, Berlin. 46 S.
- Hamilton, D.A.Jr., und B.M. Edwards. 1976. Modeling the probability of individual tree mortality. USDA For. Serv., Res. Paper. INT-185. 22 S.
- Hamilton, D.A.Jr. 1986. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of Northern Idaho. For. Sci. 32: 989–1000.
- Hasenauer, H. 1993. Height and diameter increment relationships for European mixed species stands. In: Burkhart, H.E., T.G. Gregoire, and J.L.Smith (eds.). Modelling stand response to silvicultural practices. Coll. For. and Wildlife Resources. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, VA. Publication FWS-1-93: 34–48.
- Hasenauer, H. 1994. Zur Modellierung der Kronenlängenveränderung in verschiedenen dichten Fichtenbeständen. AFJZ. 165: 88–93.
- Hasenauer, H., M. Moser, und O. Eckmüller 1994. MOSES – A computer simulation program for modelling stand response. In: Pinto da Costa, M.E, and T. Preuhler (eds.). Mixed stands, research plots, measurement and results, models. Inst. Superior de Agronomia. Univ. Tecnica de Lisboa. Lisboa Codex, Portugal. Appendix 1: 1.
- Hatch, C.R. 1971. Simulation of an uneven-aged red pine stand in northern Minnesota. Ph.D. thesis, Univ. of Min., Minneapolis. 120 S.
- Hegy, F. 1974. A simulation model for mangaging jack pine stands. In: J. Fries (ed.). Growth models for tree and stand simulation. Royal Coll. For., Stockholm, Sweden. Res. Notes 30: 74–90.
- Hundeshagen, J.Chr. 1826. Die Forstabschätzung auf neuen wissenschaftlichen Grundlagen. Tübingen.
- Jelem, J. 1976. Die Wälder im Mühl- und Waldviertel, Wuchsraum 1. Mitt. d. FBVA Wien. 117: 164 S.

- Johann, K. 1982. Der A-Wert ein objektiver Parameter zur Bestimmung der Freistellungsstärke von Zentralbäumen. DVFFA – Sektion Ertragskunde. 146–158.
- Kennel, R. 1965. Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. AFJZ 136: 149–189.
- Kennel, R. 1972. Die Buchendurchforstungsversuche in Bayern von 1870 bis 1970. Institut für Ertragskunde der Forstl. Forschungsanstalt München. 7: 264 S.
- Kira, T., H.Ogawa, und N.Sakazaki. 1953. Intraspecific competition among higher plants. I. Competitio–Yield–Density interrelationship in regulary dispersed populations. J. Inst. Polytechn. Osaka City Univ. D4: 1–16.
- Kleister, T.D. 1972. Predicting individual tree mortality in simulated southern pine plantations. For. Sci. 18: 213–217.
- Kleister, T.D., und G.R. Tidwell. 1973. Competition ratio dynamics for improved mortality estimates in simulated growth for forest stands. For. Sci. 21: 46–51.
- Korol–Hofeldt R.L. 1993. Development and evaluation of a biophysical tree growth model. Ph.D. thesis, Univ. of Montana. 102 S.
- Krajicek, J.E., K.A. Brinkman, und S.F. Gingrich. 1961. Crown Competition: A measure of density. For. Sci. 7: 35–42.
- Kramer, H., und A. Akca. 1982. Leitfaden für Dendrometrie und Bestandesinventur. J.D. Sauerländer, Frankfurt am Main. 251 S.
- Kreutzer, K., und K. Foerst. 1978. Forstliche Wuchsgebietgliederung Bayerns Karte Maßstab 1: 1 000 000. Bayer. Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten.
- Krumland, B. 1982. A tree based forest yield projection system for north coast region of California. Ph.D. thesis, Dep. of Forest Conserv., Univ. of Berkeley. 200 S.
- Larsen, D.R. 1992. Adaptable stand dynamics model integrating site-specific growth for innovative silvicultural prescriptions. (in review).
- Lässig, R. 1991. Zum Wachstum von Fichtensolitären [*Picea abies* (L.) Karst.] in Südwestdeutschland. Diss. d. Forstwiss. Fakultät, Univ. Freiburg im Breisgau. 160 S.
- Lee, Y. 1967. Stand models for lodgepole pine and limits to their application. Ph.D. thesis, Fac. of Forestry, Univ. of B.C, Vancouver. 333 S.
- Lembcke, G., E. Knapp und O. Dittmar. 1975. DDR–Kiefern–Ertragstafel. Institut für Forstwissenschaften, Eberswalde. 82 S.
- Lin, J.Y. 1970. Growing space index and stand simulation of young western hemlock in oregon. Ph.D. thesis, Duke Univ., Durham, New Hampshire. 182 S.

- Maguire, D.A., und D.W. Hann. 1990. Constructing models for direct prediction of 5-year crown recession in southwestern Oregon Douglas-fir. *Can. J. For. Res.* 20: 1044–1052.
- Marschall, J. 1975. *Hilfstafeln für die Forsteinrichtung*. Österr. Agrarverlag, Wien. 199 S.
- Marschall, J., und H. Sterba. 1975. Die Erstellung der neuen Kieferntragstafel Litschau. *Allgem. Forstz.* 86: 331–332.
- Marschall, J. 1976. Die neuen Ertragstafeln für Österreich. *Allgem. Forstz.* 87: 195–200.
- Mayer, H., G. Eckerhart, J. Nather, W. Rachoy, und K. Zuckrigl. 1971. Die Waldgebiete und Wuchsbezirke Österreichs. *Cbl. f. d. ges. Forstw.* 88: 129–164.
- Mayer, H. 1984. *Waldau auf soziologisch-ökologischer Grundlage*. (3. Aufl.). G. Fischer Verlag, Stuttgart – New York. 513 S.
- Mitchell, K.J. 1967. Simulation of growth of uneven-aged stands of white spruce. Ph.D. thesis, Yale Univ., New Haven, Conn. 135 S.
- Mitscherlich, G. 1978. *Wald Wachstum und Umwelt – erster Band: Form und Wachstum von Baum und Bestand*. (2. Aufl.). J. D. Sauerländer's Verlag Frankfurt/Main. 144 S.
- Mitscherlich, G. 1981. *Wald Wachstum und Umwelt – zweiter Band: Waldklima und Wasserhaushalt*. (3. Aufl.). J. D. Sauerländer's Verlag Frankfurt/Main. 402 S.
- Monserud, R.A. 1975. Methodology for simulating Wisconsin Northern hardwood stand dynamics. Ph.D. thesis, Univ. of Wisconsin, Madison. 156 S.
- Monserud, R.A. 1976. Simulation of forest tree mortality. *For. Sci.* 22: 438–444.
- Moser, J.W., und O.F. Hall. 1969. Deriving growth and yield functions for uneven-aged forest stands. *For. Sci.* 15: 183–188.
- Moser, J.W. 1972. Dynamics of an uneven-aged forest stand. *For. Sci.* 18: 184–191.
- Munro, D.D. 1974. Forest growth models – a prognosis. In: Fries, J (ed.). *Growth models for tree and stand simulation*. Royl College of Forestry. Res. Note 30: 7–21.
- Neter, J., und S.E. Maynes. 1970. On the appropriateness of the correlation coefficient with a 0,1 dependent variable. *J. Am. Stat. Assoc.* 65 (350): 501–509.
- Newnham, R.M. 1964. The development of a stand model for Douglas-fir. Ph.D. thesis, Univ. of British Columbia, Vancouver. 201 S.
- Nyström, K., und P. Gemmel. 1988. Models for predicting height and diameter of individual trees in young *Picea abies* (L.) Karst. stands. *Scand. J. For. Res.* 3: 213–228.
- Ofner, H. 1987. Zuwachsreaktionen der Fichte im Zusammenhang mit neuartigen Waldschäden im Raum Sandl, Oberösterreich. Dipl. Arb., Univ. f. Bodenkultur, Wien. 94 S.

- Petterson, H. 1955. Die Massenproduktion des Nadelwaldes. Mitt. der Forstl. Forsch. Anst. Schweden. Nr 45(1): 392–580.
- Pollanschütz, J. 1974. Erste ertragskundliche und wirtschaftliche Ergebnisse des Fichten-Pflanzversuches "Hauersteig". In: J. Egger (ed.). 100 Jahre Forstliche Bundesversuchsanstalt Wien. Eigenverlag der FBVA Wien. 99–171.
- Pretzsch, H. 1992. Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Institut für Ertragskunde der Forstl. Forschungsanstalt München. 115: 332 S.
- Reh, M. 1989. Zuwachsentwicklung in vom Schnee gebrochenen Beständen. Dipl. Arb., Univ. f. Bodenkultur, Wien. 91 S.
- Reineke, L.H. 1933. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. J. Agriv. Res. 46: 627–638.
- Richards, F.J. 1959. A flexible growth function for empirical use. J. Exp. Bot. 10 (29): 290–300.
- Running, S.W., und J.C. Coughlan. 1988. A general model of forest ecosystem processes for regional applications. I. Hydrologic balance, canopy gas exchange and primary production processes. Ecol. Modelling. 42: 125–154.
- Running, S.W., und S.T. Gower. 1991. Forest-BGC, A general model of forest ecosystem processes for regional application. II. Dynamic carbon allocation and nitrogen budgets. Tree Physiology. 9: 147–160.
- SAS Institute Inc. 1988. SAS/STAT user's guide, release 6.03 edition. SAS Institute Inc., Cary, NC. 1028 S.
- Schädelin, W. 1942. Die Auslesedurchforstung als Einzelbetrieb höchster Wertleistung. (3. Aufl.). Verlag Paul Haupt Bern–Leipzig. 147 S.
- Schober, R. 1975. Ertragstabellen wichtiger Baumarten. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt/Main. 154 S.
- Schwappach, A. 1890. Wachstum und Ertrag normaler Fichtenbestände. Verlag Julius Springer, Berlin. 100 S.
- Schön, B. 1982. Der Schneebruch 1979 in Fichtenbeständen Oberösterreichs. Dipl. Arb., Univ. f. Bodenkultur, Wien. 62 S.
- Sekot, W. 1990. Forsteinrichtungstechnische Betrachtung der Fichte in Österreich. Cbl. f. d. ges. Forstw. 107: 33–55.
- Short, E.A.III, und H.E. Burkhart. 1992. Predicting crown-height increment for thinned and unthinned loblolly pine plantations. For. Sci. 38: 594–610.
- Shugart, H.H. 1984. A theory of forest dynamics. Springer Verlag New York–Berlin–Heidelberg–Tokyo. 278 S.

- Sloboda, B., und J. Saborowski. 1983. Single stem models from Inventory data with temporary plots. *Mitt. d. FBVA Wien.* 147: 69–86.
- Sloboda, B., und J. Pfreundt. 1989. Baum und Bestandeswachstum. Ein systemanalytischer räumlicher Ansatz mit Versuchsplanungskonsequenzen für die Durchforstung und Einzelbaumentwicklung. DVFFA – Sektion Ertragskunde. 17/1–17/25.
- Somers, G.L., R.G. Oderwald, W.R. Harms, und O.G. Langdon. 1980. Predicting mortality with a Weibull distribution. *For. Sci.* 26: 291–300.
- Sterba, H. 1975. Assmann's Theorie der Grundflächenhaltung und die "Competition–Density–Rule" der Japaner Kira, Ando und Tadaki. *Cbl. f. d. ges. Forstw.* 92: 46–62.
- Sterba, H. 1977. Ertragstafeln der ÖBF. Eigenverlag Institut für Waldwachstumsforschung. Univ. f. Bodenkultur, Wien. 179 S.
- Sterba, H. 1983. Single stem models from inventory data with temporary plots. *Mitt. d. FBVA Wien.* 147: 87–101.
- Sterba, H. 1985. Durchforstungssimulation am Bildschirm. Abschlußbericht zum Forschungsprojekt Nr. 4357 des Fonds zur Förderung der wiss. Forschung. Institut für Waldwachstumsforschung, Univ. f. Bodenkultur, Wien. 42 S.
- Sterba, H., M. Kleine, und O. Eckmüller. 1986. Sortentafeln für Tanne, Lärche, Kiefer und Buche. Österr. Agrarverlag, Wien. 182 S.
- Sterba, H. 1987. Estimating potential density from thinning experiments and inventory data. *For. Sci.* 98: 101–116.
- Sterba, H. 1989. Concepts and techniques for forest growth models. In: Burkhart, H.E., H.M. Rauscher, and K. Johann (eds.). *Artificial intelligence and growth models for forest management decisions.* Coll. For. and Wildlife Resources. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, Va. Publication FWS–1–89: 13–20.
- Sterba, H. 1991. Determining parameters of competition models under changing environmental conditions. In: Franke, J., und A. Roeder (eds.). *Mathematical Modelling of Forest Ecosystems.* J.D. Sauerländer's, Frankfurt am Main. 148–159.
- Sterba, H. 1993. The impact of the variation of potential height growth on the projections of a single tree growth model. In: Burkhart, H.E., T.G. Gregoire, and J.L. Smith (eds.). *Modeling Stand Response to Silvicultural Practices.* Coll. For. and Wildlife Resources. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, Va. Publication FWS–1–93: 158–171.
- Suzuki, T., und K. Tanaka. 1983. Forstliche Bestandesübergänge als stochastische Prozesse III – Gleichung für zweidimensionale Bestandesübergänge. *Mitt. d. FBVA Wien.* 147: 53–61.
- Suzuki, T. 1983. Forstliche Bestandesübergänge als stochastische Prozesse IV – Bestimmung der Koeffizienten bei der Gleichung für Bestandesübergänge. *Mitt. d. FBVA Wien.* 147: 62–68.

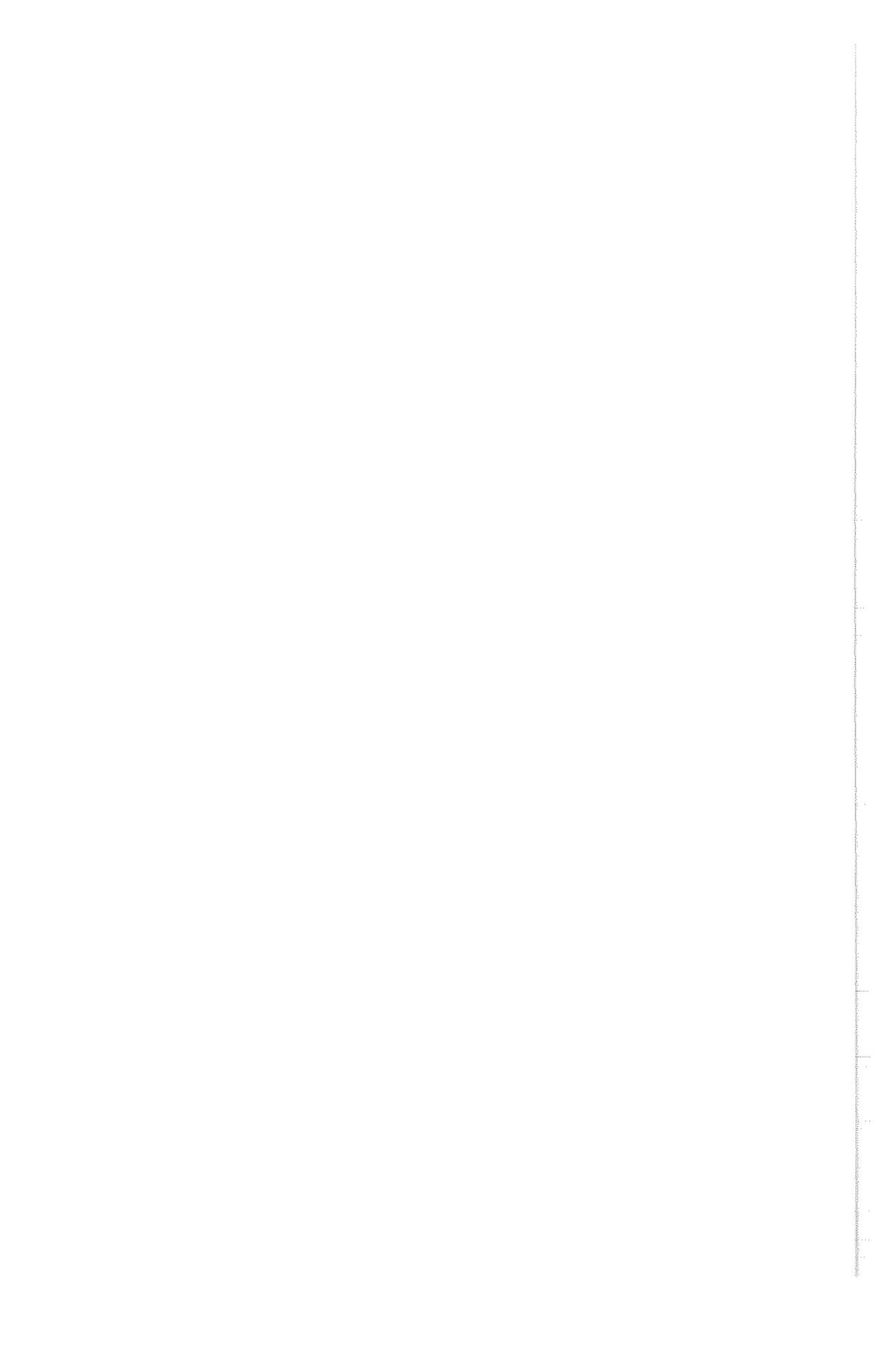
- Tham, A. 1989. Analysis of competition between trees in mixed stands of Norway spruce and Birch at different times through the rotation period – a method study. In: Burkhart, H.E., H.M. Rauscher, and K. Johann (eds.). Artificial intelligence and growth models for forest management decisions. Coll. For. and Wildlife Resources. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, Va. Publication FWS-1-89: 74-84.
- Thren, M. 1986. Vergleichende Wachstumsuntersuchungen an Kiefern – "Solitären" und herrschenden Bestandeskiefern aus dem Pfälzer Wald. Tagungsbericht der DVFFA-Sektion Ertragskunde. 8/1-8/16.
- Tschermak, L. 1953. Zur Karte der Wuchsgebiete des österr. Waldes. Öster. Vierteljahresschrift für Forstwesen. 94: 29-35.
- Urban, D.L. 1990. A versatile model to simulate forest pattern. A user's guide to ZELIG version 1.0. Department of Environmental Sciences, Univ. of Virginia, Charlottesville, VA. Eigenverlag. 108 S.
- Vanclay, J.K. 1991. Mortality functions for North Queensland rain forests. *Jor. of Trop. For. Sci.* 4(1): 15-36.
- Watt, A.S. 1947. Pattern and process in the plant community. *J. Ecol.* 35: 1-22.
- Weise, W. 1880. Ertragstabellen für die Kiefer. Verlag Springer, Berlin. 156 S.
- Wykoff, W.R., N.L. Crookston, and A.R. Stage. 1982. User's Guide to the Stand Prognosis Model. U.S. For.Serv., Gen.Techn.Rep. INT-133. 112 S.
- Zöhner, F. 1969. Bestandeszuwachs und Leistungsvergleich montan subalpiner Lärchen-Fichten-Mischbestände. *Cbl. f. d. ges. Forstw.* 88: 41-63.

13. ANHANG

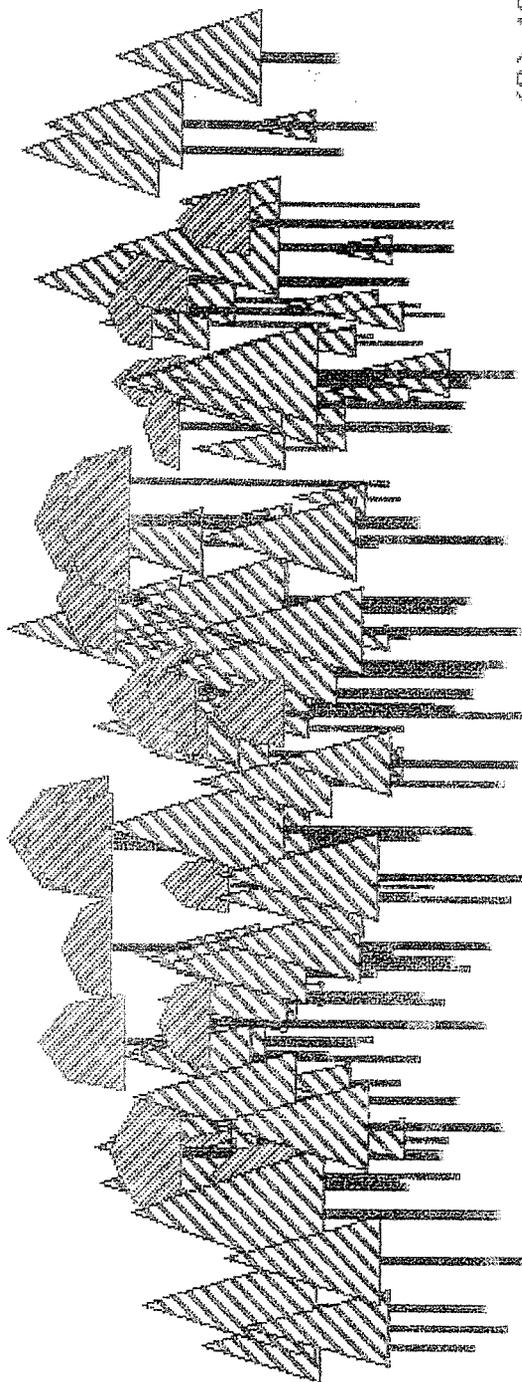
mit einigen Darstellungsmöglichkeiten im Programm MOSES

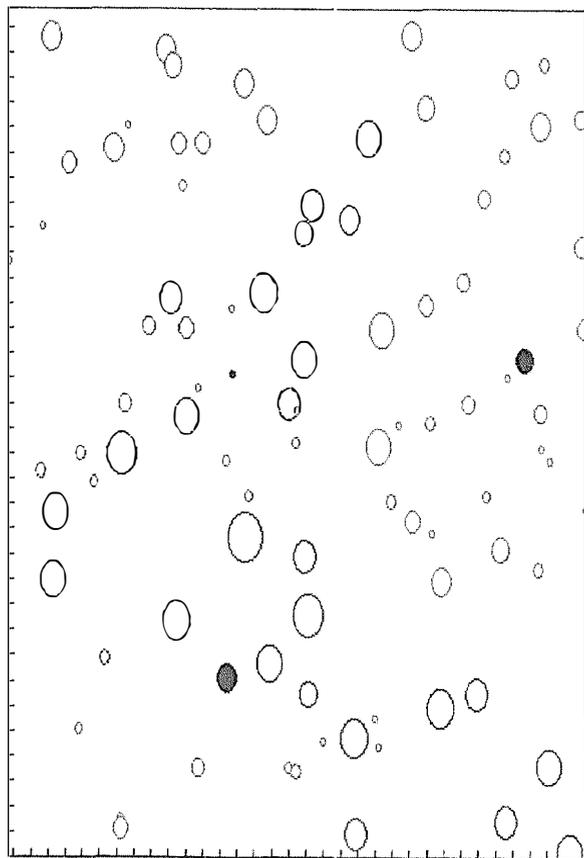
Dargestellt sind: Fichten–Kiefernmischbestände
Buchen–Fichtenmischbestände

- Bäume mit grüner Krone leben, jene mit roter sind im Zuge der Wachstumsperiode abgestorben.
- Die weiß dargestellten Bäume sind die vom Benutzer für die Entnahme vorgesehenen. Diese Entnahmeentscheidung kann korrigiert werden.



MOSES 1.2





Periode 02

	Fi	Bu
t	59	78
ho	33.2	29.1
hl	30.8	18.2
dg	35.5	18.8
lfz	6.2	3.5
H/D	87	97
<00	42	11

Tot

U	6
N	17

	Fi	Bu
Uverb	331	131
Uverb	0	0
Nverb	211	431
Nverb	0	0

	Summe
Uverb	461
Nverb	0
Nverb	642
Nverb	0

