

Fortschreibung von Stichprobendaten mit positionsabhängigen Wuchsmodellen¹

Inventory Updating with a Distance Dependent Individual Tree Model

Arne Pommerening

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Ludwig-Maximilians-Universität München/ Freising

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit präsentiert heuristische Ansätze, mit dem sich Inventurdaten an ein positionsabhängiges Einzelbaummodell koppeln lassen. Diese Ansätze, mit denen eine Fortschreibung der Verfahren *Probekreis-*, *Kontrollstichprobe* und *Winkelzählprobe* möglich ist, werden anschließend validiert. Die Ergebnisse der Validierung legen nahe, bisherige Ansätze der Reproduktion dahingehend zu verbessern, daß man räumliche Strukturinformationen, die Inventurdaten enthalten, konsequent nutzt.

Summary

This paper presents heuristic approaches for combining inventory data with a distance dependent individual tree model. Afterwards the approaches, enabling inventory updating for *circle*, *concentric circular* and *angle count sampling* are validated. The results of the validation show, that it is sensible to increase the quality of reproduction by using consistently spatial information, which the sample contains.

1 Einleitung

Für die forstliche Betriebsführung werden sowohl Informationen über den gegenwärtigen Waldzustand als auch über die zu erwartende Waldentwicklung benötigt. Inventuren führt man stets zu einem diskreten Zeitpunkt durch, während Wälder ein dynamisches biologisches System darstellen, das sich kontinuierlich im Wandel befindet. Wegen der hohen Kosten können Folgeinventuren nur in größeren Intervallen durchgeführt werden. Um trotzdem Informationen über die kontinuierliche Zustandsveränderung des Waldes zwischen Aufnahmestichtagen und über diese hinaus zu erhalten, kann der Wirtschaftler seine Inventurdaten mit Hilfe von Wuchsmodellen fortschreiben (Shortt und Burkhard, 1996; Nagel, 1998). Es gibt eine Reihe von anderen Methoden der Fortschreibung von Stichprobendaten wie z. B. die Trend-Extrapolation, die Übergangsmatrix, Methoden der Fernerkundung und der Stichprobentheorie (Birdsey, 1990). Die Nutzung von Wuchsmodellen stellt nur eine Möglichkeit dar. Die meisten dieser Methoden nutzen jedoch bisher keine räumlichen Strukturinformationen, die Inventurdaten u.U. enthalten.

Untersuchungen von Pretzsch (1995) haben deutlich gezeigt, daß die räumliche Bestandesstruktur selbst in unseren eher homogen aufgebauten Wirtschaftswäldern einen erheblichen Einfluß auf den Bestandeszuwachs ausübt. Die Waldstruktur beeinflusst stark das Wachstum des Einzelbaums. Wenn einzelbaumorientierte Wachstumsmodelle verwendet werden, können dem Anwender bei Außerachtlassen des strukturellen Kontextes eines Baums z.T. erhebliche Fehler bei der Zuwachsprognose unterlaufen. Die Analyse und numerische Beschreibung der Bestandesstruktur dient deswegen nicht nur der Erzeugung von ökologischen

¹ Vortrag anlässlich der Jahrestagung 1998 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstliche Forschungsanstalten, Tagungsbericht, S. 35 - 51.

Informationen, die den ökonomischen und ertragskundlichen Output eines Prognoselaufs abrunden. Die Erfassung des Einzelbaums in seinem strukturellen Kontext ist weitaus elementarer direkt im kybernetischen Regelkreis des positionsabhängigen Wachstumsmodells angesiedelt. Sollen Stichprobendaten mit positionsabhängigen Einzelbaummodellen fortgeschrieben oder mit ihnen Eingangsdaten für die Wachstumsmodellierung erzeugt werden, ist es deswegen unerlässlich zu fordern, daß Strukturen wirklichkeitsnah reproduziert werden.

Reproduktion sei definiert als möglichst wirklichkeitsnahe Rekonstruktion von räumlichen Strukturen, wie sie in realen Waldbeständen existieren. Aus dem unvollständigen Datenmaterial der Waldinventur werden Vollaufnahmen rekonstruiert. Der komplexe Begriff *Struktur* läßt sich in einzelne Mengen von Baumattributen zerlegen, z.B. in das Kollektiv der Stammfußkoordinaten, der Durchmesser, Höhen oder Wertparameter und kann zwei- oder dreidimensional betrachtet werden. In dieser Arbeit wird zunächst nur die Struktur der Baumfußkoordinaten zweidimensional untersucht.

Startwerte von positionsabhängigen Wachstumsmodellen wie dem Waldwachstumssimulator SILVA (Pretzsch et al., 1998) in Form von Vollerhebungen mit Stammfußkoordinaten sind außer im Versuchswesen selten vorhanden und mit hohen Kosten verbunden. Dagegen sind Inventurdaten in der forstlichen Praxis flächendeckend mit unterschiedlicher Auflösung als Ergebnis von Bestandes-, Betriebs- und Großrauminventuren verfügbar. Die Nutzung von Stichprobendaten ist daher eine wichtige Voraussetzung für die Akzeptanz dieser Art von Managementmodellen und damit eine wichtige Aufgabe der Waldwachstumsforschung (Gadow, 1997, S. 164).

Aus Inventuren läßt sich aber auch, wenn Folgeinventuren vorliegen, Datenmaterial zur Parametrisierung von Wachstumsmodellen gewinnen. Bei der Fortschreibung ganzer Betriebe kann nur auf Inventurdaten zurückgegriffen werden. Hier ist die Reproduktion eine zwingende Voraussetzung. Ein wichtiges Ziel dieser Forschungsrichtung am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Ludwig-Maximilians-Universität München ist es u.a. auch, die Inventurdaten der forstlichen Praxis so weit wie möglich der Waldwachstumsforschung zugänglich zu machen.

2 Technik der Aufbereitung von Stichprobendaten

Das Prinzip dieses heuristischen Ansatzes besteht in der bestmöglichen Nutzung der Einzelbauminformationen, die die Stichprobe enthält. Besonderes Anliegen ist es, alle Strukturinformationen, die die Stichprobe über das beprobte Waldareal liefert, in die Reproduktion einfließen zu lassen. Abb. 1 zeigt das allgemeine Phasenmodell einer solchen Reproduktion, wenn Einzelbauminformationen von Probeflächen vorhanden sind. Anwendungsgebiet der hier vorgestellten Reproduktionsansätze sind als weitverbreitete erwartungstreue Verfahren der Betriebs- und Großrauminventuren die *Kontrollstichprobe* mit konzentrischen Probekreisen, das allgemeine *Probekreisverfahren* mit Stammfußkoordinaten und die gekluppte *Winkelzählprobe* (WZP). Die gekluppte Winkelzählprobe ist zwar aus vielerlei

Gründen weniger gebräuchlich und empfehlenswert als die beiden anderen Verfahren (vgl. Pommerening, 1997a), findet aber als spezielle Variante mit eingemessenen Stammfußkoordinaten Anwendung bei der Bundeswaldinventur. Als zusätzliches Standardverfahren werden später bei der Validierung (Kap. 3) mit Hilfe der Bestandesmittelwerte nach der Methode von Nagel und Biging (1995) und unter Verwendung von STRUGEN (Pretzsch, 1994) zufällige Bestandesstrukturen erzeugt. Bei der Bestandesinventur würde man alle Probeflächen eines Bestandes zur Reproduktion nutzen. Führt man eine Großrauminventur durch, muß man das Inventurgebiet nach bestimmten Merkmalen wie z.B. Baumartenzusammensetzung Standort und Altersklasse, stratifizieren, um das Datenmaterial in eine operationale Form zu überführen.

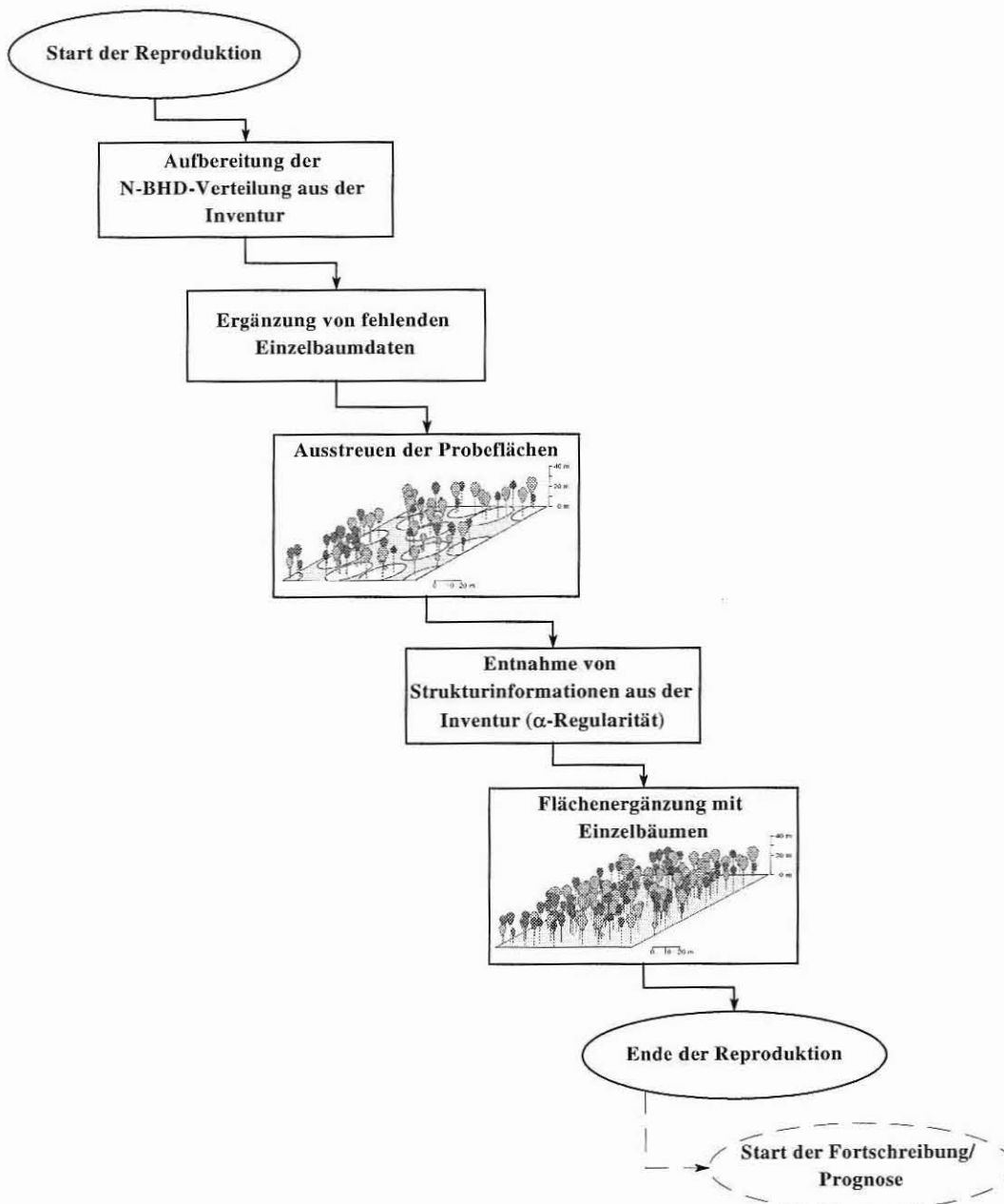


Abbildung 1. Phasenmodell eines Reproduktionslaufs.

Für die Reproduktion verwendet man dann alle diejenigen Probeflächen, die sich einer bestimmten Stratifizierungseinheit zuordnen lassen. Mit Hilfe dieser Stichprobenpunkte wird ein repräsentativer Waldbestand (RW) erzeugt, der die Stratifizierungseinheit im Mittel repräsentiert.

Eine BHD-Verteilung ist bei den genannten Verfahren probeflächenweise vorhanden, so daß eine entsprechende flächen-repräsentative Häufigkeitsliste der vorkommenden Durchmesser erstellt und sukzessive durch Ausstreuen zwischen den Probekreisen abgearbeitet werden kann. Dadurch, daß die Stammzahl-BHD-Verteilung der Inventur entnommen wird, entsprechen die Werte für Grundfläche, Stammzahl und BHD-Verteilung des reproduzierten Bestandes dem Ergebnis der Inventur. Die Erzeugung von Baumhöhen, Kronenradien und Kronenansätzen erfolgt analog zum im Wachstumssimulator SILVA bereits etablierten Ansatz (Kahn und Pretzsch, 1997).

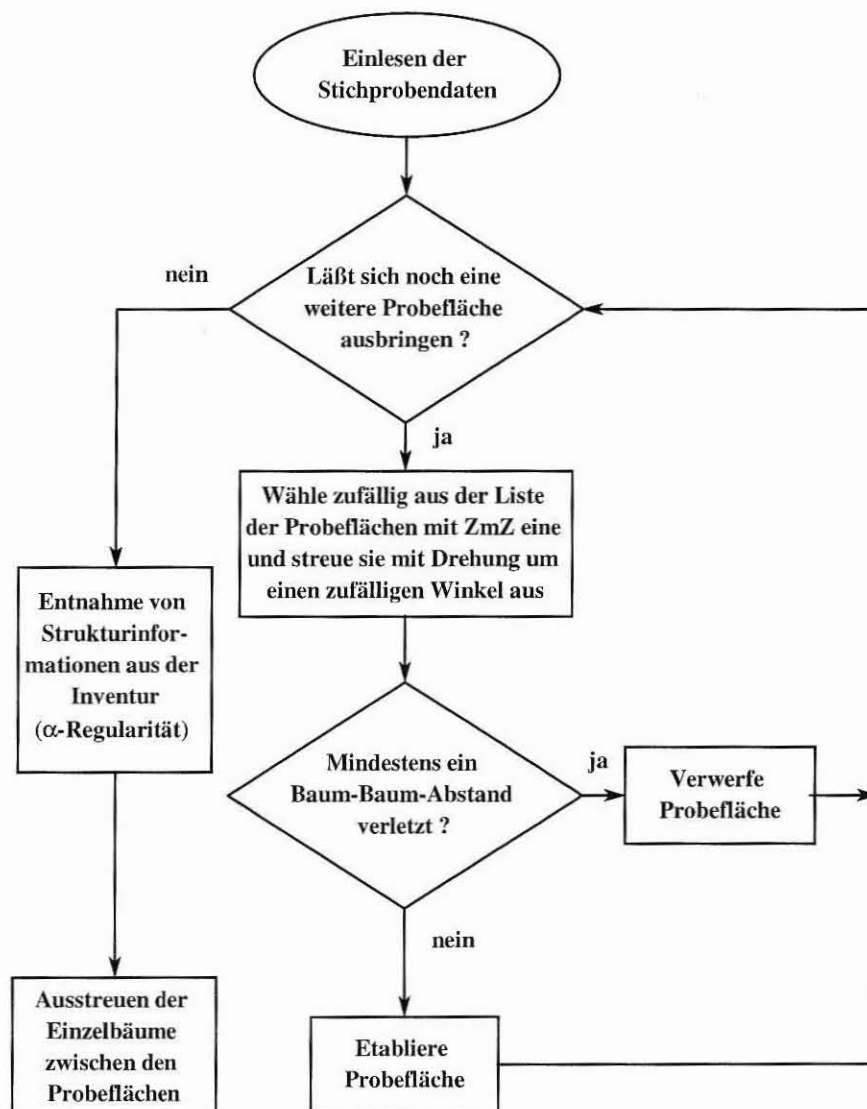


Abbildung 2. Ausstreuen von Probeflächen.

Darauf aufbauend folgt die eigentliche Reproduktion, d.h. die Generierung eines Bestandes mit vollständigen Einzelbauminformationen aus dem Stichprobenmaterial. Dieser Teil gliedert sich in die Abschnitte „Ausstreuen der Probeflächen“ und „Flächenergänzung mit Einzelbäumen“.

Für ein Waldareal seien z. B. n Probeflächen gegeben. Der Wald hat die Fläche F (z.B. 12 ha). Diese reale Fläche soll mit Hilfe der Stichprobendaten in einem verkleinerten Bestand mit möglichst ähnlicher Struktur abgebildet werden, so daß gilt $F_s < F$, wobei F_s die reproduzierte Fläche ist. Nun wird beim Ausbringen der Probeflächen aus der Liste der verfügbaren Probepunkte zufällig nach der Methode Ziehen mit Zurücklegen gezogen. Es werden so viele Probekreise überschneidungsfrei auf der Fläche F_s ausgestreut wie möglich, ohne die Stammzahl-Durchmesser-Verteilung zu überschreiten. Kann ein Probekreis nicht plziert werden, wird er gelöscht.

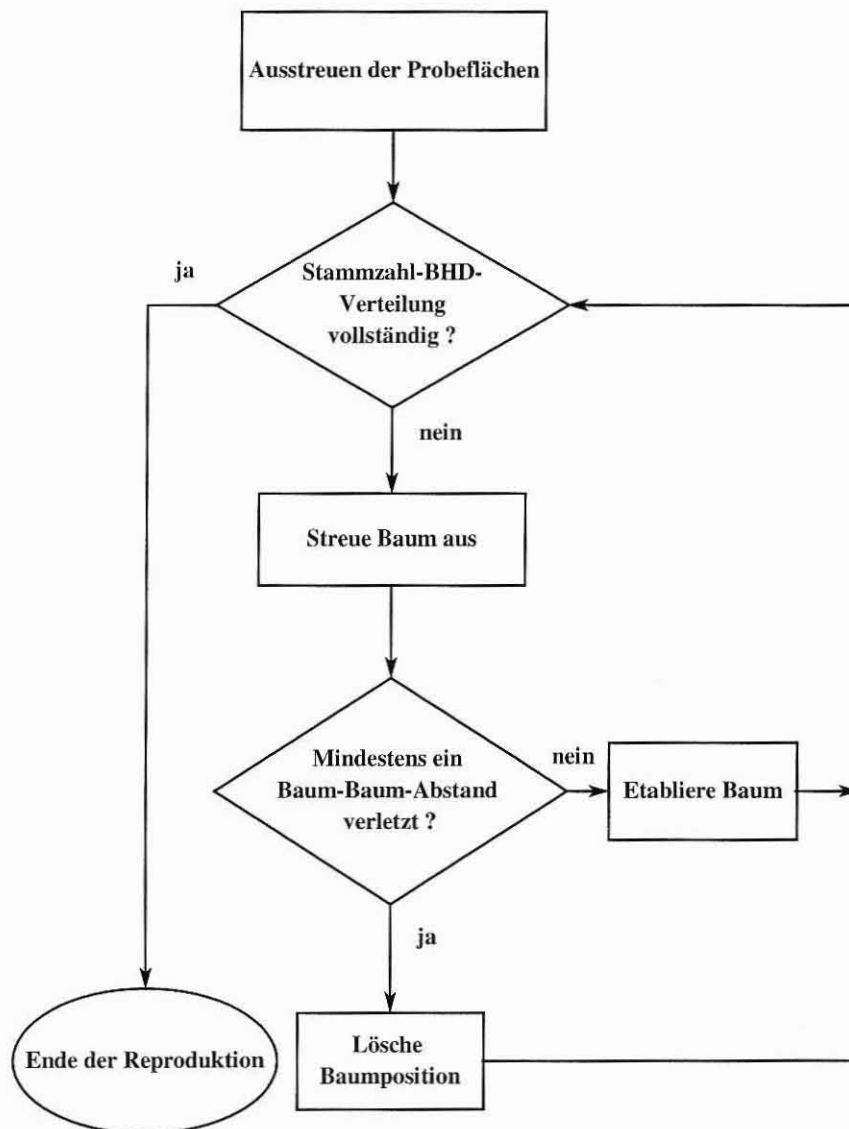


Abbildung 3. Ausstreuen der Einzelbäume.

Eine Probefläche wird auch dann etabliert, wenn sie nach dem Ausstreuen nur mit einem Teil ihrer Fläche innerhalb der SILVA-Bestandesgrenzen liegt. Der Stichprobenmittelpunkt darf außerhalb der Bestandesfläche liegen, sofern sein Abstand zur Bestandesgrenze kleiner als der Kreisradius ist. Das Ausstreuen der Probeflächen wird schematisch in Abb. 2 gezeigt. Jede neu auszubringende Probefläche wird um einen zufälligen Winkel gedreht. Um jeden Probekreis wird eine Sicherheitszone mit einem Radius von 1 m gelegt, in die kein weiterer Probekreis hineinragen darf, um zu verhindern, daß Bäume an den Scheitelpunkten der Kreise zu dicht nebeneinander stehen.

Das Ausstreuen der Einzelbäume zwischen den ausgebrachten Probeflächen sowie das Vervollständigen der konzentrischen Probekreise wird mit einer flexibel an die jeweilige Stichprobe anpaßbaren Version des Moduls STRUGEN (Pretzsch, 1994) durchgeführt. Bei den hier geschilderten Reproduktionsansätzen werden aus der Stichprobe zwei Schwellenwerte in Form der sogenannten α -Regularität ($\alpha \in [0,1]$) abgegriffen. Über einen α -Wert wird ein zusätzlicher harter Kern mit dem Radius $F^{-1}(\alpha)$ definiert, der umso größer ist, je größer α ist. F ist dabei die Normalverteilungsfunktion. Der Stichprobe werden zwei α -Werte entnommen, die Wahrscheinlichkeiten für nicht zu unter- bzw. überschreitende Mindest- und Maximalbaumabstände festlegen. Neben der Ausprägung der α -Werte hängt dann die Gleichmäßigkeit der Baumabstände nur noch von der Streuung der Stammzahlen über den Durchmessern ab.

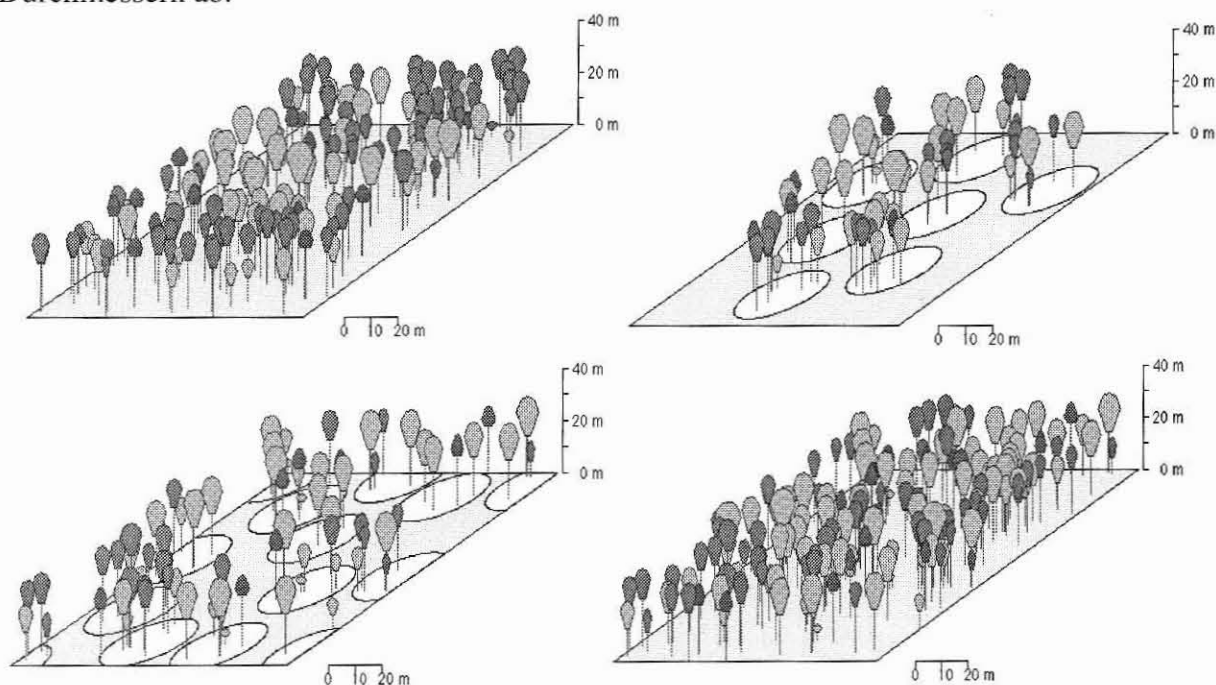


Abbildung 4. Grafische Darstellung eines Reproduktionslaufs für die Versuchsfläche Ebrach 133/6 mit dem Probekreisverfahren: Oben links der Originalbestand, in den oben rechts sieben Stichproben hineingelegt werden, die unten links zufällig auf einer virtuellen Fläche ausgebracht werden. Unten rechts ist das Reproduktionsergebn zu sehen.

Abb. 4 zeigt einen Reproduktionslauf für das Probekreisverfahren. Für die Validierung wurde der Reproduktion eine Stichprobennahme mit einem Stichprobensimulator vorgeschaltet.

Bei der Winkelzählprobe werden die Grenzdistanzen baumindividuell mit Hilfe des Zählfaktors überprüft. Für jeden neu auszubringenden Stichprobenpunkt muß geprüft werden, ob die dazugehörigen Bäume von den bereits etablierten Meßstandorten aus „gezählt“ werden können. Ebenso muß überprüft werden, ob die bereits etablierten Bäume vom neu auszubringenden Stichprobenpunkt aus zu berücksichtigen sind. Müssen diese beiden Fragen für auch nur einen Baum mit „ja“ beantwortet werden, ist der Stichprobenpunkt zu verwerfen. Anschließend erfolgt die Ergänzung von Bäumen zwischen den ausgebrachten Probeflächen (Abb. 3). Die ertragskundlichen Ergebnisse der Reproduktion stimmen mit denen der Inventur überein, so daß sich bei Anwendung dieser Methoden eine traditionelle Inventurauswertung u.U. erübrigt, da man direkt auf den Output des Wachstumsmodells zurückgreifen kann.

2.1 Reproduktion mit dem Probekreisverfahren und der Kontrollstichprobe

Konzentrische Probekreise werden grundsätzlich wie das herkömmliche Probekreisverfahren behandelt mit dem Unterschied, daß nicht alle Bäume innerhalb des Außenkreises berücksichtigt werden, sondern eine Selektion nach BHD und Entfernung zum Probekreismitelpunkt stattfindet. Abb. 5 zeigt einen Reproduktionslauf für konzentrische Probekreise. Für die Validierung wurde der Reproduktion eine Stichprobennahme mit einem Stichprobensimulator vorgeschaltet.

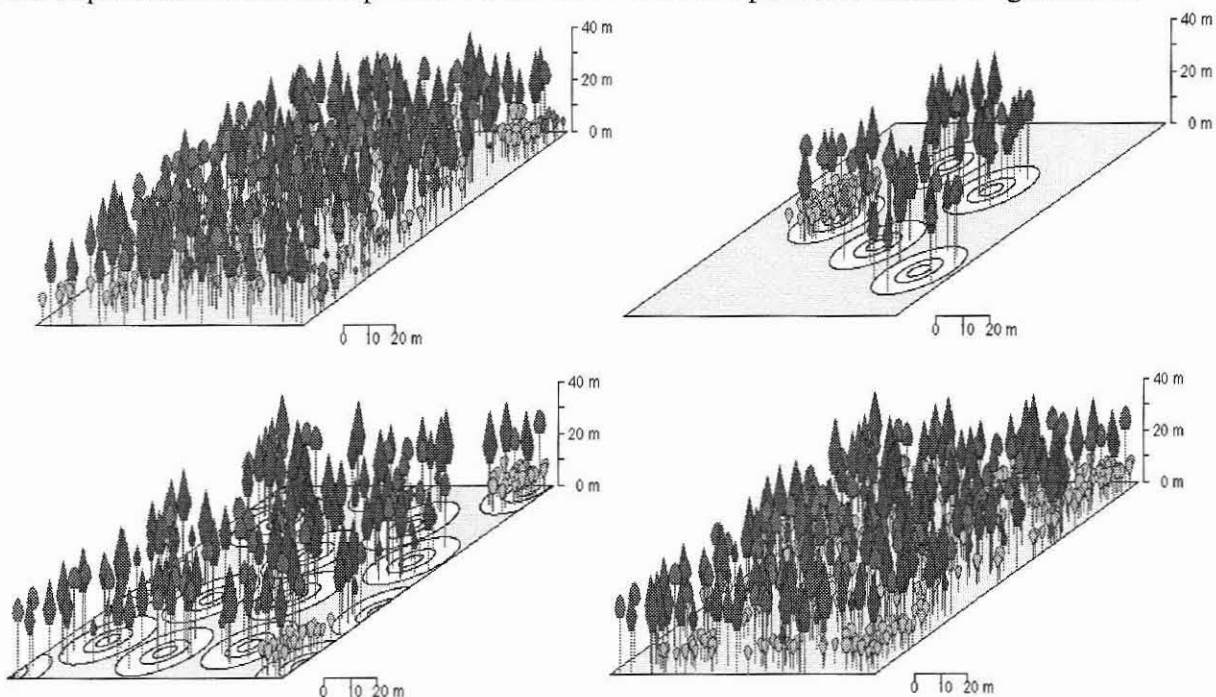


Abbildung 5. Grafische Darstellung eines Reproduktionslaufs für die Versuchsfläche München 145/2 mit konzentrischen Probekreisen: Oben links der Originalbestand, in den oben rechts fünf Stichproben hineingelegt werden (Darstellung nach der Ergänzung von Einzelbäumen im Außenkreis), die unten links zufällig auf einer virtuellen Fläche ausgebracht werden. Unten rechts ist das Reproduktionsergebn zu sehen.

Bei der Reproduktion müssen dann also nicht nur Bäume zwischen den Probeflächen, sondern auch innerhalb der Probeflächen ergänzt werden, was in Abb. 5 bereits durchgeführt wurde. Durch die Ergänzung innerhalb des Probekreises wird die Kontrollstichprobe in ein

herkömmliches Probekreisverfahren überführt. Dabei sind für Bäume eines bestimmten BHD-Intervalls diejenigen konzentrischen Kreise tabu, in denen laut Aufnahmeanweisung Bäume dieses Durchmessers hätten gemessen werden sollen.

BHD-Grenzen (cm)	Probekeisfläche	Radius	Bemerkung
[30, ∞)	500m ²	12.62 m	Außenkreis (mit Koord.)
[10, 30)	125 m ²	6.31 m	Mittelkreis (mit Koord.)
[0, 10)	31.25 m ²	3.15 m	Innenkreis (ohne Koord.)

Tabelle 1. Die konzentrischen Probekreise der bayerischen permanenten Betriebsinventur im FoA Traunstein (Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 1982, Anhang IV, S. 5).

Für bayerische Verhältnisse würde das bedeuten, daß für Bäume mit Durchmessern über 30 cm der gesamte Probekreis gesperrt ist, Bäume zwischen 11 und 30 cm Durchmesser dürfen überall im Probekreis mit Ausnahme des Mittelkreises ausgestreut werden usw. (vgl. Tab. 1).

2.2 Reproduktion mit der Winkelzählprobe

Im Rahmen der Bundeswaldinventur (BWI) werden in jeder Traktecke Winkelzählproben mit der Zählbreite 4 durchgeführt. Von jedem ausgewählten Baum, dessen Lage durch seine Polarkoordinaten zum WZP-Mittelpunkt festgehalten wird, werden u.a. Baumart, BHD und Baumhöhe bestimmt.

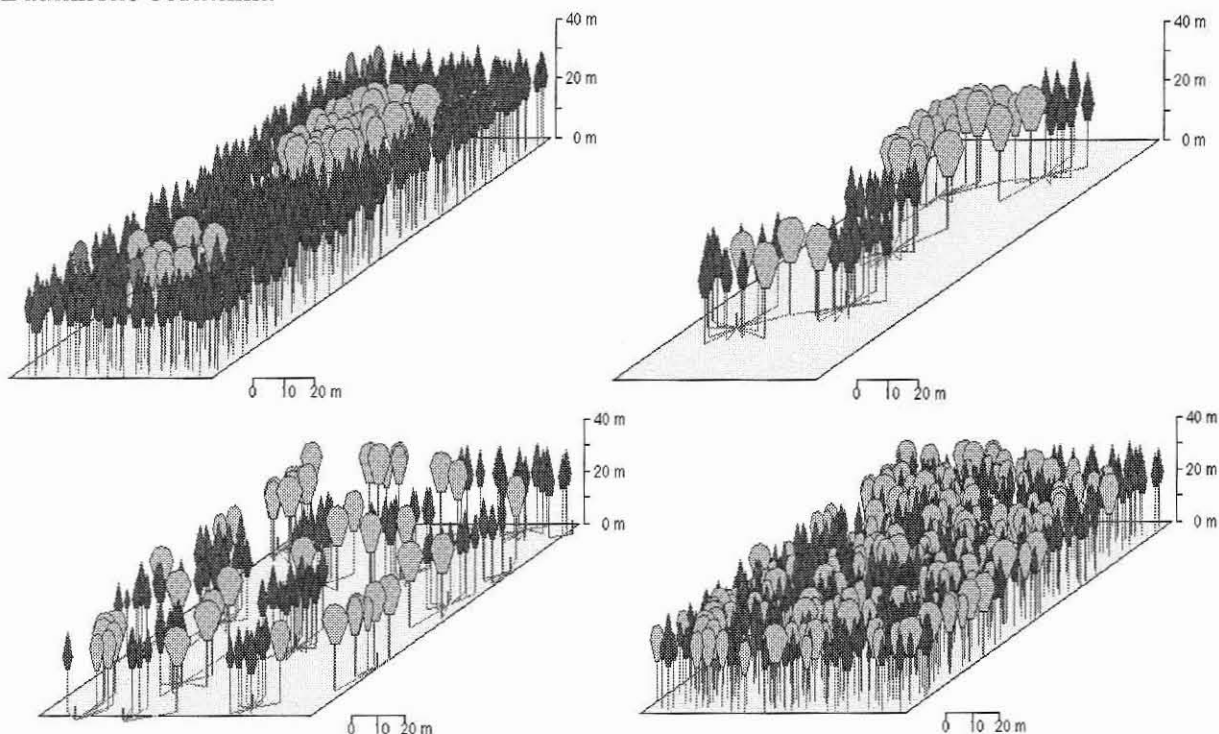


Abbildung 6. Grafische Darstellung eines Reproduktionslaufs im Bestand Freising 813/2 mit der Winkelzählprobe: Oben links der Originalbestand, in den oben rechts fünf Stichproben hineingelegt werden, die unten links zufällig auf einer virtuellen Fläche ausgebracht werden. Unten rechts ist das Reproduktionsergebnis zu sehen.

Um einen systematischen Fehler bei den WZP am Bestandesrand zu vermeiden, wurde anfangs am Bestandesrand gespiegelt, später jedoch verrechnete man die eingemessenen Bestandesgrenzen mit dem Zählerfaktor, so daß sich für jeden Baum eine individuelle Zählbreite ergab (Bundesminister für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 1990, S. 19 f. und S. 31 ff.). Abb. 6 zeigt einen Reproduktionslauf für die Winkelzählprobe. Für die Validierung wurde der Reproduktion eine Stichprobennahme mit einem Stichprobensimulator vorgeschaltet. Mit der Winkelzählprobe werden bei der BWI nur Bäume ab einem BHD von 10 cm erfaßt. Bäume unterhalb dieser Grenze werden an jeder Traktecke mit konzentrischen Probekreisen aufgenommen. Diese spezielle Problematik wird zu einem späteren Zeitpunkt in den heuristischen Ansatz integriert, sobald das entsprechende Datenmaterial der BWI dem Lehrstuhl zur Verfügung gestellt wurde. Das hier vorgestellte Konzept arbeitet mit der herkömmlichen Winkelzählprobe ohne BHD-Begrenzung.

Ähnlich wie bei den Probekreisverfahren werden zunächst die einzelnen Winkelzählproben auf der Fläche unter Berücksichtigung der Zählerfaktoren ausgebracht. Anschließend werden gemäß der Stammzahl-BHD-Verteilung der Stichprobe zwischen den bereits etablierten Bäumen Einzelbäume ausgestreut, so daß einerseits der baumartenspezifische Mindestbaumabstand (STRUGEN) gewahrt wird, andererseits der BHD-spezifische Grenzradius (Formel 1) bei bekanntem Zählerfaktor nicht überschritten wird. Für jeden WZP-Mittelpunkt (Meßstandort) ist zu prüfen, ob der neu gelandete Baum den Grenzradius unterschreitet. Falls ja, ist die Position zu verwerfen, weil der Baum ansonsten eingemessen worden wäre. Dies gilt ebenso für das zufällige Ausstreuen der Winkelzählproben-Meßstandorte.

$$(1) \quad r_{\text{tatsaechlich}} < r_{\text{ideell}} = c \cdot \text{BHD}$$

wobei

$r_{\text{tatsaechlich}}$ tatsächlicher Abstand vom Meßstandpunkt der WZP zum Baum

r_{ideell} Radius des ideellen Probekreises in Abhängigkeit vom BHD (in m)

c Winkelöffnung (1: c), die sich aus dem Zählerfaktor k mit Hilfe der Formel $c = \frac{50}{\sqrt{k}}$ berechnen läßt

3 Validierung der heuristischen Reproduktionsansätze

Bei der Verwendung von Stichprobendaten für die Fortschreibung ist mit drei Fehlerarten zu rechnen, mit den *Stichproben-* und *Nichtstichprobenfehlern*, mit *Reproduktionsfehlern* und mit *Fortschreibungsfehlern*. Wurden bisher überhaupt Fehleranalysen bei der Fortschreibung von Stichprobendaten durchgeführt, so verzichtete man weitgehend auf eine Zerlegung in diese drei Fehlerkomponenten. Shortt und Burkhart (1996) haben beim Testen von vier verschiedenen Wachstumsmodelltypen auf ihre Eignung zur Fortschreibung von Stichprobendaten die Prognose des Bestandesvolumens einer bestimmten Durchmesserklasse als Testgröße verwendet. Es wurde ferner die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers berechnet. In dieser Arbeit soll zunächst ein anderer Weg beschritten werden.

3.1 Validierungstechnik

Wie in der Einleitung diskutiert, ist die Struktur, in die der Einzelbaum eingebettet ist, für einzelbaumorientierte positionsabhängige Wachstumssimulatoren von entscheidender Bedeutung. Deswegen soll hier der Versuch unternommen werden, die Güte der Strukturrekonstruktion zu beurteilen. Dafür stehen traditionsgemäß Strukturindizes zur Verfügung, die im wesentlichen auf dem Nächste-Nachbar-Konzept beruhen. Zur Validierung werden zwei Indizes verwendet, die das horizontale Punktmuster der Stammfußkoordinaten beschreiben, der *Aggregationsindex von Clark und Evans* (1954) und der *Dispersionskoeffizient von Cox* (1971), sowie zwei Indizes, die die Artendurchmischung beschreiben, nämlich der *Segregationskoeffizient von Pielou* (1975, 1977) und der *Durchmischungsindex M* (Gadow und Földner, 1992; Pommerening, 1997a, S. 8). Diese Indizes sind aus der Literatur weitgehend bekannt, so daß auf Definitionen an dieser Stelle verzichtet werden kann.

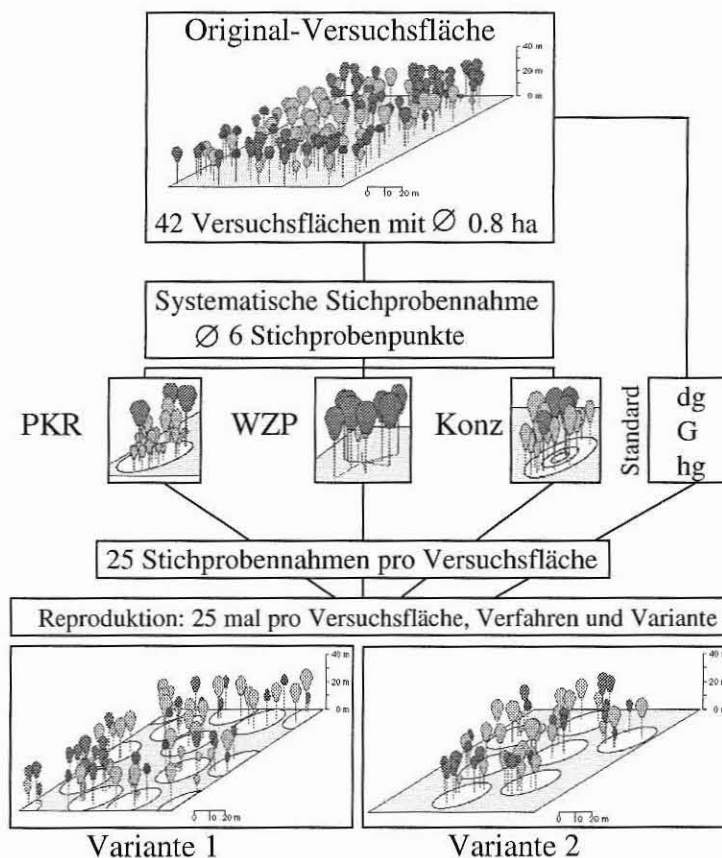


Abbildung 7. Darstellung eines Validierungs-Reproduktionslaufs, an den sich die statistische Auswertung anschließt.

Bei diesen Kennziffern werden - bedingt durch die unterschiedlichen Abstände zu den nächsten Nachbarn - verschiedene Skalen erfaßt und die Unterschiede zwischen ihnen verwischt. Die Variabilität der Einzelbaumpositionen eines Bestandes wird durch eine einzige Zahl beschrieben. In der vorliegenden Arbeit sollen deswegen zusätzlich zu den genannten Strukturindizes Funktionen verwendet werden, die von einer Abstandsvariablen abhängen. Zur Anwendung kommt eine Dichtefunktion, die *Paarkorrelationsfunktion*, die ein modernes Gegenstück zum Index von Clark und Evans darstellt, und eine Transformation ihrer

Verteilungsfunktion, die sogenannte *L-Funktion*. An der Entwicklung dieser Funktionen im Rahmen der Punktprozeßstatistik waren Statistiker wie Stoyan maßgeblich beteiligt (vgl. Stoyan und Stoyan, 1992). Diese Korrelationsfunktionen wurden bereits in vielen waldwachstumskundlichen Arbeiten erfolgreich angewendet (vgl. Penttinen et al., 1992; Degenhardt, 1993). Auch hier soll deswegen auf eine nähere Definition verzichtet werden.

Um eine möglichst genaue Validierung der Reproduktionsansätze durchzuführen, wurden für sie Versuchsflächen als Referenz verwendet. Es ist davon auszugehen, daß die Anforderungen an die Reproduktion bei der Betriebs- und Großrauminventur eher geringer sind. Zur Validierung der in den vorhergehenden Kapiteln vorgestellten Ansätze wurden 42 Versuchsflächen des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde der Ludwig-Maximilians-Universität München mit unterschiedlichen Baumartenzusammensetzungen verteilt über ganz Bayern und einer Flächengröße von im Durchschnitt 0.8 ha ausgewählt. Eine Zusammenstellung dieser Flächen und ihrer wichtigsten Kennziffern befindet sich im Anhang dieser Arbeit oder kann beim Autor angefordert werden. In diese Flächen wurden bei allen drei Stichprobenverfahren durchschnittlich sechs Stichprobenpunkte als Ergebnis einer systematischen Stichprobennahme hineingelegt. Die Stichprobensimulation erfolgte mit speziellen Simulatormodulen, die im Anhalt an WaldSim (Lewandowski und Pommerening, 1997) entwickelt und in den Waldwachstumssimulator SILVA (Pretzsch et al., 1998) integriert wurden. Um Randeffekte zu vermeiden, wurden die Bestandesgrenzen für die Stichprobenpunktauswahl abweichend zu WaldSim entsprechend nach innen verlegt. Pro Versuchsfläche zog man 25 mal unabhängig voneinander Stichproben, wobei für jede einzelne Stichprobe ein neues Stichprobengitter aufgebaut und aus dem achsenparallelen Zustand um einen zufälligen Winkel gedreht wurde. Jede dieser 25 Stichprobennahmen pro Versuchsfläche reproduzierte man getrennt von den anderen. Die Anzahl der Simulationen wurde in Anhalt an Degenhardt und Pofahl (1997) gewählt, die zur Validierung eines Punktprozeßmodells 20 Wiederholungen durchführten. Für jedes der drei Stichprobenverfahren erfolgten also insgesamt 1050 Stichprobennahmen. Die Reproduktionen wurden für jede Stichprobennahme doppelt durchgeführt. Zunächst wurden die Probeflächen auf eine virtuelle Fläche so ausgestreut wie im Kap. 2 geschildert (Variante 1). Im zweiten Schritt brachte man die Originalstichproben auf der leeren Originalfläche dort aus, wo sie gezogen wurden (Variante 2) und verzichtete auf eine weitere Ergänzung mit Probeflächen. Somit ergaben sich insgesamt 2100 Reproduktionen pro Stichprobenverfahren (vgl. Abb. 7). Die Stichprobengröße wurde absichtlich sehr groß gehalten, um den Stichprobenfehler zu vermindern. Sie beträgt durchschnittlich sechs Probepunkte pro Bestand. Für das Standardverfahren, bei dem nur Bestandesmittelwerte nach der Methode von Nagel und Biging (1995) in Verbindung mit STRUGEN (Pretzsch, 1994) zur Reproduktion verwendet werden, wurden die Eingangsdaten direkt aus der Versuchsfläche entnommen, um hier den Stichprobenfehler ganz auszuschließen und diesem Verfahren dadurch bewußt bessere „Startbedingungen“ zu geben. Dieses Standardverfahren benutzt keine Strukturwerte aus der Inventur als Vorinformationen.

Als Ergebnis der Validierung standen pro Strukturindex und Versuchsfläche jeweils ein Originalwert für jede Baumart und eine baumartenspezifische Verteilung von 25 reproduzierten Werten zur Verfügung. Die Hypothese, daß der reproduzierte Strukturindex nicht signifikant vom Originalindex abweicht, wurde jeweils mit einem Vorzeichen- (Pommerening, 1997b) und einem Konfidenztest überprüft.

Analog dazu wurde pro Bestand eine L-Funktion geschätzt. Die Reproduktion lieferte 25 verschiedene L-Funktionen. Da die L-Funktion nicht parametrisierbar ist, wurden im Abstandintervall von 0 bis 7 m diskret an 28 Abstandswerten mit einer Schrittweite von 0.25 m die Funktionswerte bestimmt. Mit Hilfe eines T-Tests wurde für jeden der diskreten Abstände die Hypothese überprüft, daß die Original-L-Funktion in diesem Bereich nicht signifikant von den reproduzierten L-Funktionen abweicht. Anschließend wurde über den gesamten Verlauf der Funktion die relative Anzahl der Abstände ermittelt, für die die Hypothese zutrifft. Ähnlich wurde mit der Paarkorrelationsfunktion verfahren.

3.2 Validierungsergebnisse und Diskussion

Die Ergebnisse der Validierung enthalten die Tab. 2 - 4. Festgehalten wurde die Prozentzahl der Bestände, für die die Hypothese bei der entsprechenden Zielgröße zutrifft, daß die Struktur des Originalbestandes sich nicht signifikant von der Struktur der Reproduktion unterscheidet.

	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
gesamt							
C&E	57.1	40.5	69.0	50.0	14.3	54.8	45.2
Cox	59.5	42.9	42.9	45.2	40.5	52.4	50.0
Pielou	54.8	54.8	47.6	45.2	35.7	50.0	50.0
M	69.0	66.7	88.1	88.1	38.1	81.0	83.3
Mittel	60.1	51.2	61.9	57.1	32.2	59.6	57.1

HBa 1	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
C&E	50.0	45.2	61.9	40.5	9.5	54.8	57.1
Cox	73.8	45.2	59.5	47.6	45.2	64.3	64.3
Pielou	54.8	52.4	47.6	47.6	42.9	47.6	50.0
M	81.0	81.0	90.5	88.1	45.2	90.5	88.1
Mittel	64.9	56.0	64.9	56.0	35.7	64.3	64.9

HBa 2	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
C&E	60.5	60.5	63.2	47.4	39.5	60.5	57.9
Cox	76.3	63.2	68.4	55.3	50.0	68.4	57.9
Pielou	47.4	42.1	44.7	44.7	42.1	44.7	42.1
M	55.3	47.4	65.8	55.3	28.9	55.3	55.3
Mittel	59.9	53.3	60.5	50.7	40.1	57.2	53.3

Tabelle 2. Die Ergebnisse des Vorzeichentests für die Strukturindizes getrennt nach Gesamtbestand (gesamt), Hauptbaumart 1 (HBa 1) und Hauptbaumart 2 (HBa 2).

Bei der Auswertung der Ergebnisse der Strukturindizes konnten keine wesentlichen Unterschiede zwischen den beiden Gruppen Punktverteilungs- und Durchmischungsindizes festgestellt werden. Um zu vereinfachten Aussagen zu gelangen, wurden die Einzelprozent der Indizes gemittelt. Tab. 4 bietet die Ergebnisse der Korrelationsfunktionen. Diese stimmen mit den Ergebnissen der Indizes überein. Entscheidender sind dabei die Ergebnisse der L-Funktion, da Verteilungsfunktionen günstiger für das statistische Testen sind und diese Funktion außerdem weitgehend unabhängig von Steuergrößen wie Glättung und Schrittweite sind (Stoyan, 1998).

	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
gesamt							
C&E	19	9.5	16.7	11.9	2.4	14.3	11.9
Cox	14.3	11.9	9.5	9.5	7.1	9.5	16.7
Pielou	16.7	9.5	9.5	11.9	4.8	14.3	4.8
M	35.7	31	45.2	45.2	4.8	31	31
Mittel	21.4	15.5	20.2	19.6	4.7	17.3	16.1

	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
HBa 1							
C&E	19	14.3	14.3	9.5	0	9.5	14.3
Cox	19	7.1	16.7	16.7	14.3	14.3	7.1
Pielou	16.7	9.5	14.3	9.5	9.5	21.4	14.3
M	31	31	35.7	31	7.1	38.1	40.5
Mittel	21.4	15.5	20.3	16.7	7.7	20.8	19.1

	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
HBa 2							
C&E	18.4	10.5	18.4	13.2	5.3	21.1	15.8
Cox	21.1	18.4	13.2	10.5	5.3	18.4	26.3
Pielou	18.4	13.2	18.4	15.8	15.8	13.2	10.5
M	18.4	23.7	21.1	18.4	10.5	21.1	26.3
Mittel	19.1	16.5	17.8	14.5	9.3	18.5	19.7

Tabelle 3. Die Ergebnisse des Konfidenztests für die Strukturindizes getrennt nach Gesamtbestand (gesamt), Hauptbaumart 1 (HBa 1) und Hauptbaumart 2 (HBa 2).

	Probekreis		Winkelzählprobe		Standard	Kontrollstichprobe	
	Variante 1	Variante 2	Variante 1	Variante 2		Variante 1	Variante 2
HBa 2							
L-Funktion	16.1	11.2	17.2	14.0	11.0	15.2	18.5
G-Funktion	16.5	15.1	13.5	14.2	9.6	24.5	24.2

Tabelle 4. Die Ergebnisse des T-Tests für die Paarkorrelationsfunktion (G-Funktion) und die L-Funktion.

Aufgrund der Ergebnisse lassen sich folgende Aussagen treffen:

- Bei der Reproduktion hat sich die Variante 1 meistens als das bessere Verfahren herausgestellt. Es scheint also günstiger zu sein oder zumindest nicht schlechter, wenn man gemäß der Ausführungen in Kap. 2 die Probeflächen zufällig auf der Fläche so oft wie möglich ausbringt. Da in der Praxis ohnehin die Probepunkte selten eingemessen werden bzw.

die eingemessenen Punkte für die Fortschreibung mit positionsabhängigen Einzelbaummodellen nicht genutzt werden können, ist dieses Ergebnis sehr positiv.

- Wie erwartet hat sich die Standardvariante ohne Nutzung von Strukturinformationen aus der Inventur als die ungünstigere Variante herausgestellt. Allerdings ist der Abstand zu den anderen Verfahren nicht sehr groß, wobei zu beachten ist, daß dieses Verfahren bewußt nicht mit einem Stichprobenfehler belastet wurde.
- Bei der Verwendung der drei Inventurverfahren treten keine wesentlichen Unterschiede auf.

Entscheidender für diese erste Form der Validierung sind weniger die konkreten Prozentangaben als der allgemeine Trend der oben zusammengefaßten Aussagen, der von allen verwendeten Testverfahren übereinstimmend bestätigt wird. Die Validierung der heuristischen Reproduktionsansätze läßt eine Bewertung der verwendeten Methoden zu. Ohne eine solche Bewertung wäre eine weitere Optimierung der Ansätze nicht durchführbar. War es bislang nur möglich, vollaufgenommene Bestände oder Bestandesmittelwerte als Startwerte für einen Prognoselauf mit einem positionsabhängigen Einzelbaummodell zu nutzen, wurde jetzt ein Baukasten von Methoden geschaffen, mit dem die großflächig vorhandenen Inventurdaten der forstlichen Praxis aufgearbeitet werden können. Außerdem steht ein noch weiter zu entwickelnder Validierungsapparat zur Verfügung, mit dem die Reproduktionsqualität stetig verbessert werden kann. So ist z. B. auch die Verwendung der *Markenkorrelationsfunktion* und ihrer L-Funktion denkbar, wobei als Marken die Durchmesser oder Kronendurchmesser der Bäume eingehen können. In einem weiteren Schritt müssen die positiven Veränderungen der Reproduktionsqualität mit der Prognosequalität einer Wachstumsgröße korreliert werden, um den direkten Effekt einer auch nur kleinen Reproduktionsverbesserung direkt an einer Zielgröße bestimmen zu können. Die Forschungsarbeit im Bereich Reproduktion, die am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde gerade erst begonnen hat, wird in den nächsten Monaten weitergeführt. In Vorbereitung sind auch Verfahren, mit denen sich einzelne Probeflächen fortschreiben lassen. Zusätzlich zum herkömmlichen Modul STRUGEN (Pretzsch, 1994) und der Methode von Nagel und Biging (1995) stehen die hier vorgestellten Reproduktionsmodule standardmäßig in der neuesten Version von SILVA (Pretzsch et al., 1998) zur Verfügung. Geplant ist neben der Verbesserung dieser Module auch die Erschließung weiterer Datenquellen der Praxis, wozu neben anderen Inventurverfahren auch das Luftbild gehört. Schließlich kann als Ergebnis dieser Forschungsrichtung außerdem eine Rückkopplung zwischen dem Inventurdesign der forstlichen Praxis und den Anforderungen der Waldwachstumskunde erfolgen.

4 Literatur

- Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 1982:** Richtlinien für die mittel- und langfristige Forstbetriebsplanung in der Bayerischen Staatsforstverwaltung. München. 80 S.
- Birdsey, R., 1990:** Updating Methods for Forest Inventories - an Overview. In State-of-the-Art Methodology of Forest Inventory: A Symposium Proceedings. LaBau. V. J. und Cunia. T., (eds.). USDA For. Serv, Gen. Tech. Rep. PNW-GTR-263.
- Bundesminister für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 1990:** Bundeswaldinventur 1986 - 1990. Band I: Inventurbericht und Übersichtstabellen für das Bundesgebiet nach dem Gebietsstand bis zum 03.10.1990 einschließlich Berlin (West).

- Clark, Ph. J. und Evans, F. C., 1954:** Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35 (4): 445-453.
- Cox, F., 1971:** Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen. Dissertation Forstl Fakultät Göttingen.
- Degenhardt, A., 1993:** Analyse der Entwicklung von Bestandesstrukturen mit Hilfe des Modells der zufälligen Punktprozesse in der Ebene. *Beiträge der Forstwirtschaft und Landschaftsökologie* 27/4:182-186.
- Degenhardt, A. und Pofahl, U., 1997:** Simulation der natürlichen Entwicklung von Stammzahl und Stammzahlverteilungsmuster in einem Kiefernreinbestand. Vortrag zur 10. Tagung der Sektion Forstliche Biometrie und Informatik des DVFFA in Freiburg vom 24. - 26. September 1997.
- Gadow, K. v. und Földner, K., 1992:** Bestandesbeschreibung in der Forsteinrichtung. Tagungsbericht der Arbeitsgruppe Forsteinrichtung. Klieken bei Dessau 15.10.92.
- Gadow, K. v., 1997:** Waldwachstum. Beilage zur Vorlesung für das Sommersemester 1997. Unveröffentlichtes Manuskript. Göttingen. 200 S.
- Kahn, M., und Pretzsch, H., 1997:** Das Wachstumsmodell SILVA - Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. *AFJZ* 168 (6-7):115-123.
- Nagel, J. und Biging, G. S., 1995:** Schätzung der Parameter der Weibullfunktion zur Generierung von Durchmesserverteilungen. *AFJZ* 166 (9/10): 185-189.
- Nagel, J., 1998:** Zur Auswertung und Zuwachsprognose von permanenten Stichprobeerhebungen. *Forst und Holz* (7): 197-198.
- Penttinen, A., Stoyan, D. und Henttonen, H. M., 1992:** Marked Point Process in Forest Statistics. *Forest Science*. 38(4): 806-824.
- Pielou, E. C., 1975:** *Ecological diversity*. John Wiley and Sons.
- Pielou, E. C., 1977:** *Mathematical Ecology*. John Wiley and Sons. 385 S.
- Pommerening, A., 1997a:** Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Diss. Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie. Univ. Göttingen. Cuvillier Verl. Göttingen. 187 S.
- Pommerening, A., 1997b:** Erwartete und beobachtete Artendurchmischung am Beispiel von Buchen-Edellaubholzbeständen. Vortrag anlässlich der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten vom 12. Mai - 14. Mai 1997 in Grünberg.
- Pretzsch, H., 1994:** Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstl. Fakultät der Universität Göttingen. Bd 114. 87 S.
- Pretzsch, H., 1995:** Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. *AFJZ* 166 (9-10): 190-201.
- Shortt, J. S., und Burkhardt, H. E., 1996:** A Comparison of Loblolly Pine Plantation Growth and Yield Models for Inventory Updating. *Southern Journal of Applied Forestry* 20(1):15-22.
- Stoyan, D. und Stoyan, H., 1992:** *Fraktale Formen Punktfelder. Methoden der Geometrie-Statistik*. Akademie-Verlag, Berlin. 394 S.
- Stoyan, D., 1998:** mdl. Mitteilung.

Anschrift des Verfassers: Dr. Arne Pommerening, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Ludwig-Maximilians-Universität München, Forstwissenschaftliche Fakultät, Am Hochanger 13, D-85354 Freising.
 Email: Arne.Pommerening@lrz.uni-muenchen.de
 URL: <http://www.wwk.forst.uni-muenchen.de/apommer>

Id. Nr.	Parzelle	Flächenname	Baumart	Stammzahl [N/ha]	Grundfläche [G/ha]	rel. N	rel.G	Fläche [ha]	PKR-Punkte	WZP-Punkte	Konz-Punkte	C&E	Cox	Pielou	Durchmischung
			Fichte	8,845	0,485	0,017	0,014					0,66	1,69	0,36	0,75
			Kiefer	59,701	14,919	0,115	0,450					1,02	0,95	-0,07	0,90
			Buche	452,184	17,797	0,868	0,536					0,94	2,11	0,08	0,12
31	8323506	Geisenfeld	Gesamtbestand	520,73	33,181	1,000	1,000	0,904	5,56	5,60	5,40	0,99	2,00	0,04	0,22
			Buche	201	23,906	0,862	0,867					1,17	0,70	-0,08	0,14
			Traubeneiche	27	3,69	0,118	0,133					1,11	0,89	-0,08	0,95
			Gesamtbestand	228	27,592	1,000	1,000	1,000	5,72	5,68	5,72	1,18	0,69	-0,08	0,23
32	1336001	Ebrach	Kiefer	8	1,664	0,078	0,099					0,58	1,18	0,07	0,67
			Buche	81	12,751	0,786	0,762					1,20	0,84	0,03	0,18
			Traubeneiche	14	2,326	0,136	0,139					0,62	1,37	0,21	0,69
			Gesamtbestand	103	16,741	1,000	1,000	1,000	5,16	5,52	5,64	1,22	0,64	0,10	0,29
			Kiefer	1	0,257	0,011	0,018					0,00	0,00	0,07	1,00
			Buche	80	12,554	0,870	0,877					1,20	0,76	0,01	0,11
			Traubeneiche	8	1,361	0,087	0,095					1,23	0,93	-0,09	0,92
			Hartlaubholz	3	0,144	0,033	0,010					0,24	0,96	0,30	0,78
			Gesamtbestand	92	14,316	1,000	1,000	1,000	5,52	5,68	5,48	1,23	0,63	0,04	0,21
			Buche	43,56	8,334	0,772	0,798					1,12	1,12	0,12	0,20
			Traubeneiche	11,88	2,038	0,211	0,195					0,90	1,56	0,00	0,72
			Hartlaubholz	0,99	0,073	0,018	0,007					0,00	0,00	-0,04	1,00
			Gesamtbestand	56,43	10,445	1,000	1,000	1,010	5,44	5,76	5,52	1,10	1,29	0,05	0,32
			Kiefer	11	2,661	0,032	0,087					1,23	0,90	-0,03	1,00
			Buche	239	18,982	0,699	0,623					1,13	0,84	0,04	0,28
			Traubeneiche	61	8,069	0,178	0,265					1,09	0,89	-0,07	0,85
			Hartlaubholz	31	0,771	0,081	0,025					0,51	1,74	0,30	0,67
			Gesamtbestand	342	30,484	1,000	1,000	1,000	5,52	5,64	5,60	1,07	0,78	0,05	0,44
36	1336005	Ebrach	Kiefer	13	2,714	0,085	0,140					1,01	0,88	-0,08	0,92
			Buche	62	6,952	0,405	0,358					1,18	0,71	-0,05	0,57
			Traubeneiche	68	9,538	0,444	0,491					0,87	1,16	-0,06	0,53
			Hartlaubholz	10	0,235	0,065	0,012					0,58	1,72	-0,08	0,73
			Gesamtbestand	153	19,439	1,000	1,000	1,000	5,4	5,72	5,76	1,04	1,12	-0,06	0,59
			Fichte	2	0,319	0,028	0,031					0,13	0,99	1,00	0,67
			Kiefer	24	3,224	0,333	0,317					0,97	0,94	0,12	0,65
			Buche	26	4,075	0,361	0,401					1,32	0,83	0,00	0,63
			Traubeneiche	20	2,539	0,278	0,250					1,06	1,01	0,25	0,62
			Gesamtbestand	72	10,158	1,000	1,000	1,000	5,88	5,88	5,80	1,23	0,64	0,14	0,63
			Buche	28	5,134	0,560	0,636					1,07	0,80	0,06	0,44
			Traubeneiche	21	2,913	0,420	0,361					0,91	0,89	-0,13	0,54
			Hartlaubholz	1	0,025	0,020	0,003					0,00	0,00	-0,04	1,00
			Gesamtbestand	50	8,072	1,000	1,000	1,000	5,96	5,68	5,24	1,04	0,95	-0,04	0,49
			Buche	419,234	12,395	0,835	0,297					1,05	1,10	0,03	0,17
			Traubeneiche	83,1	29,408	0,165	0,703					1,03	0,86	0,03	0,85
			Gesamtbestand	502,334	41,803	1,000	1,000	1,071	5,6	5,64	5,88	1,08	1,20	0,03	0,28
40	6356501	Rohrbrunn	Buche	297,852	15,334	0,844	0,338					1,01	1,40	-0,10	0,18
			Traubeneiche	55,089	30,047	0,156	0,662					1,04	0,86	-0,10	0,94
			Gesamtbestand	352,941	45,382	1,000	1,000	1,071	5,84	5,84	5,64	1,01	1,64	-0,10	0,30
41	6356502	Rohrbrunn	Buche	282,288	18,293	0,832	0,478					1,12	0,76	-0,18	0,19
			Traubeneiche	57,143	19,961	0,168	0,522					1,12	0,79	-0,18	0,90
			Gesamtbestand	339,429	38,255	1,000	1,000	1,071	5,6	5,64	5,88	1,10	0,75	-0,18	0,31