

Simulative Erzeugung von Bestandesstrukturen auf der Grundlage von Probekreisdaten¹

Annett Degenhardt

Landesforstanstalt Eberswalde

Arne Pommerening

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München/ Freising

Zusammenfassung

Um Inventurdaten oder allgemein unvollständiges Datenmaterial mit Hilfe von positionsabhängigen Wachstumsmodellen fortschreiben zu können, ist es erforderlich, Waldstrukturen quantitativ zu erfassen und auf dieser Grundlage wirklichkeitsnah zu erzeugen.

Es werden zwei Verfahren vorgestellt, die die Simulation von Bestandesstrukturen aus Probekreisdaten der Bestandesinventur mit eingemessenen Stammfußkoordinaten ermöglichen. Das Verfahren nach Degenhardt beruht auf der Methodik der Gibbs-Prozesse, während der Ansatz von Pommerening heuristisch ist und u.a. eine modifizierte Form des Strukturgenerators STRUGEN von Pretzsch (1997) verwendet.

Mit dem Ziel, beide Verfahren miteinander zu vergleichen, werden ansatzweise im Rahmen einer Pilotstudie Hinweise für Möglichkeiten und Grenzen ihrer Anwendbarkeit an ausgewählten Beständen aufgezeigt und mit Größen der Punktprozeßstatistik testweise validiert.

Summary

In order to update inventory data or generally incomplete data with distance dependent individual tree models it is necessary to quantify forest structure and to reproduce it again on this basis.

Two methods are presented enabling the simulation of forest stand structures using circle sample plots of standwise inventories with measured stem co-ordinates as data sources. Degenhardt's method is founded on Gibbs point processes. The heuristic approach developed by Pommerening uses a modified version of the structure generator STRUGEN (Pretzsch 1997).

As a first attempt both methods are compared to each other by using selected forest stands. After reproducing the stand structures by simulation the results are validated with characteristics of point process statistics. As a result hints are given for possibilities and limits of its applicability.

1 Zielsetzung

Bestandesstrukturen werden als Startwerte für Prognosemodelle (abstandsabhängige Wachstumsmodelle, ökophysiologische Prozeßmodelle, Managementmodelle) benötigt. Die simulative Erzeugung von Bestandesstrukturen ist notwendig, da für Waldbestände Vollerhebungen mit Stammfußkoordinaten in der Regel nicht vorhanden sind. Dagegen sind Inventurdaten meist flächendeckend verfügbar. Die Strukturinformationen aus diesen Stichprobendaten sollen zur Generierung von Bestandesstrukturen nutzbar gemacht werden. Eine wichtige Voraussetzung für beide Verfahren ist, daß zumindest die meisten Stammfußkoordinaten der Bäume in den Stichprobenflächen vorhanden sind.

Darüber hinaus kann die Strukturgenerierung auch als Basis und Voraussetzung der Visualisierung von Bestandesinformationen dienen. Durch Generierung von Strukturen werden aus abstrakten Listen mit Baumdimensionsgrößen wirklichkeitsnahe Waldbilder generiert, die dem Wirtschaftler häufig einen besseren Eindruck vom Zustand seines Waldes vermitteln als reine Zahlen. Die Visualisierung von Makrostrukturen auf Einzelbaum,

¹ Vortrag anlässlich der 12. Tagung der Sektion Forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten 1999, Tagungsbericht, im Druck.

Bestandes- und Landschaftsebene dient der Veranschaulichung und Analyse von Meßdaten und der didaktischen Vermittlung forstwissenschaftlicher Forschungsergebnisse (Pretzsch und Seifert 1999).

Zur simulativen Erzeugung von Bestandesstrukturen wurden inzwischen einige Ansätze entwickelt wie beispielsweise der Strukturgenerator STRUGEN (Pretzsch 1997), ein auf Strukturindizes beruhendes Verfahren von Lewandowski und Gadow (1997) aber auch verschiedene Punktprozeßmodelle wie Poisson-, Hard-Core-, Cluster- oder auch Gibbs-Prozesse (Tomppo 1986; Penttinen et al. 1992).

Pommerening (1998) entwickelte ein heuristisches Verfahren, bei dem die erhobenen Stichprobendaten direkt zur Strukturzeugung verwendet werden und STRUGEN ergänzen. Das Verfahren wird im folgenden häufig „PK-Verfahren“ genannt. Aufgrund ihrer Flexibilität haben sich aber auch Gibbs-Prozeß-Modelle zur Simulation von Bestandesstrukturen als geeignet erwiesen (Särkkä 1993; Degenhardt 1998a; Degenhardt 1998b).

Im folgenden werden das erweiterte Verfahren nach Pommerening (1998) und das Gibbs-Prozeß-Modell (Degenhardt 1998a) bzgl. ihrer Genauigkeit untersucht und dem herkömmlichen STRUGEN-Verfahren (Pretzsch 1997) gegenübergestellt. Die dargestellten Ergebnisse können aber nur als ein erster Versuch verstanden werden, diese drei Ansätze miteinander zu vergleichen. Sowohl die Anzahl und die Beschaffenheit der ausgewählten Testbestände als auch eine noch nicht vollständige Sicherheit bei der Wahl der vergleichenden Statistiken führen dazu, daß die Ergebnisse lediglich als vorläufig angesehen werden können.

2 Methodik des Vergleichs der Verfahren zur simulativen Erzeugung von Bestandesstrukturen

Grundlage für die vergleichenden Betrachtungen bilden die Daten ausreichend großer Waldbestände mit eingemessenen Baumkoordinaten und bekannten Durchmesser, so daß vernünftige Stichprobennahmen möglich sind. Dabei wird in folgenden Schritten vorgegangen:

- 1 Schätzung von Strukturparametern (Indizes und L-Funktionen) für den Gesamtbestand
- 2 Simulation von 20 Stichprobennahmen: Probekreise mit Stammfußkoordinaten, Auswahl mit einem systematischen Gitter
- 3 Schätzung der Strukturparameter (Indizes und L-Funktionen) für jede Stichprobe
- 4 Mit jedem der 3 Verfahren werden pro Stichprobe 20 Waldbestände anhand der aus der Stichprobe geschätzten Verfahrensparameter simulativ erzeugt. (20 Stichproben x 20 Simulationen = 400 Simulationen)
- 5 Schätzung der Strukturparameter (Indizes und L-Funktionen) für die Simulationen
- 6 Vergleich der Parameter der Simulationen mit den Parametern der Stichprobe und des Gesamtbestandes

3 Auswahl der Beispielflächen

Da im Rahmen eines ersten Versuchs nur einige Baumverteilungsmuster untersucht werden konnten, sollte zumindest eine möglichst große Variabilität erreicht werden. Für erste Analysen wurden daher relativ zufällige und sehr regelmäßige Baumverteilungen ausgewählt. Als Beispiel für eine zufällige Baumverteilung diente ein theoretischer, mit dem Strukturgenerator STRUGEN (Pretzsch 1997) erzeugter Bestand (Abb. 1, links) und ein ca. 120jähriger aus Naturverjüngung hervorgegangener Buchenbestand (Abb. 1, rechts).

Das Beispiel für eine regelmäßige Baumverteilung hat man wiederum generiert. Dazu wurden die Bäume entsprechend einer Gleichverteilung zufällig um die Punkte eines quadratischen

Gitters angeordnet. Die Durchmesser wurden durch STRUGEN vorgegeben (Abb. 2, links). Als zweites Beispiel wurde ein aus Pflanzung resultierender 22-jähriger Kiefernreinbestand (Abb. 2, rechts) betrachtet.

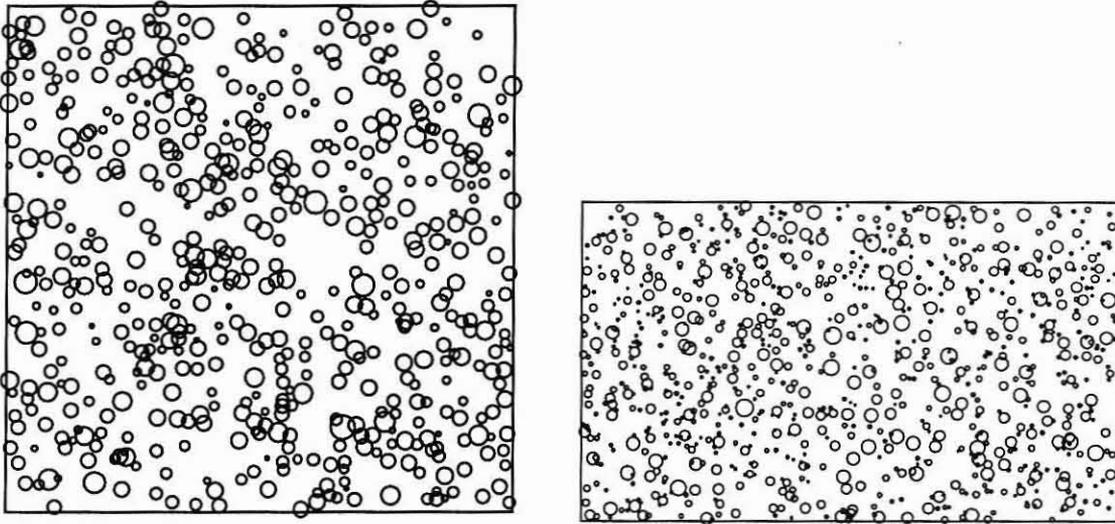


Abb. 1: Der Zufallsbestand, ein theoretischer Bestand mit zufälliger Verteilung (83mx83m; $n=560$) links. Rechts ein 120-jähriger Buchenbestand (100mx60m; $n=901$) aus dem Muschelkalkgebiet Nordthüringens.

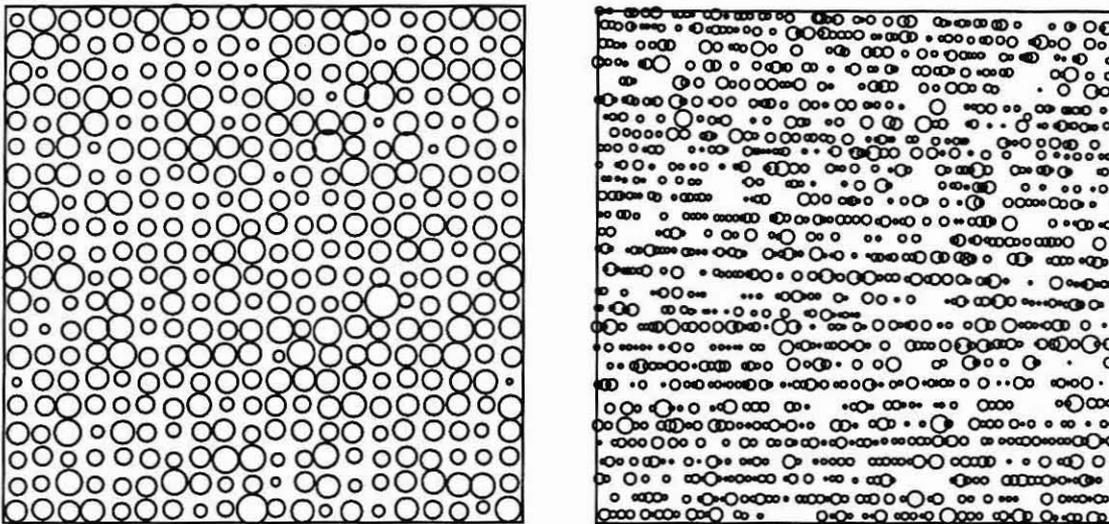


Abb. 2: Der Reihenbestand, ein theoretischer Bestand mit regelmäßiger Verteilung (100mx100m; $n=400$) links. Rechts ein 22-jähriger Kiefernbestand (30mx30m; $n=1292$) aus dem Nordostdeutschen Tiefland.

4 Stichprobennahme

Mit Hilfe des Stichprobensimulators WaldSim (Pommerening 1997) wurde für jeden Bestand 20mal die Entnahme einer systematischen Stichprobe simuliert, bei der der Anfangspunkt und die Richtung des Gitternetzes zufällig variierte. Die Probekreise von 0,05 ha (beim Kiefernbestand 0,1ha) sollten außerdem vollständig im Bestand liegen. Tab. 1 enthält eine Zusammenstellung von charakteristischen Größen der Beispielflächen und der simulierten

Stichprobennahmen. Aus den Stichproben wurden als Startwerte für die Simulationen folgende Informationen entnommen:

Gibbs-Prozeß-Modell: Parameter der Paarpotentialfunktionen
 PK-Verfahren: Koordinaten und Attribute jedes Baums in jedem Kreis
 STRUGEN: geschätzte Bestandesmittelwerte

	Zufall	Buche	Reihe	Kiefer
Größe der Fläche	83m x 83m	100m x 60m	100m x 100m	30m x 30m
Stammzahl	560	901	400	1292
Baumdicke λ	0,0813	0,150	0,04	1,436
Anzahl der Probekreise je Stichprobe	4-8	4-5	6-8	3-4
Anzahl der Bäume je Probekreis	ca. 41	ca. 75	ca. 20	ca. 144
Anzahl der Bäume je Stichprobe	150-320	290-400	120-160	400-565

Tab. 1: Angaben zur Stichprobenahme in den Testbeständen.

5 Strukturparameter und deren Schätzung

Zur Charakterisierung der räumlichen Struktur in den Waldbeständen sollen die nachfolgenden Indizes und Funktionen betrachtet werden.

5.1 Index von Clark und Evans CE (1954)

$$(1) \quad CE = \frac{\bar{r}_{\text{beobachtet}}}{\bar{r}_{\text{erwartet}}},$$

wobei $\bar{r}_{\text{beobachtet}}$ mittlerer Abstand zum nächsten Nachbarn in der Probefläche und $\bar{r}_{\text{erwartet}}$ mittlerer Abstand zum nächsten Nachbarn bei zufälliger Verteilung der Punkte ist. Der CE-Index dient zur Charakterisierung der horizontalen Verteilung der Bäume im Bestand. Bei der Schätzung des CE-Indexes erfolgt die Randkorrektur nach Donnelly (1978).

5.2 Durchmesser differenzierung T (Füldner 1995)

$$(2) \quad T = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\min(d_i, d_j)}{\max(d_i, d_j)},$$

wobei Baum j nächster Nachbar von Baum i ist. Die Durchmesser differenzierung T dient als Index zur Beschreibung der Verteilung der Durchmesser auf den Bäumen. Hier sei darauf hingewiesen, daß der T-Wert nicht nur von der räumlichen Verteilung der Durchmesser, sondern auch von der Durchmesserstreuung im Bestand abhängig ist, da der Quotient der Durchmesser benachbarter Bäume absolut in die Berechnung der T-Werte eingeht. Bei einer nur geringen Durchmesserstreuung (z.B. im Reihenbestand) wird der T-Wert relativ gering sein. Bei großen Durchmesserstreuungen (z.B. im Buchenbestand) erhält man dagegen relativ große T-Werte. Diese Abhängigkeit versucht man im Modell der markierten Gibbs-Prozesse (Abschnitt 6) durch eine Standardisierung der Durchmesser auszuschließen.

5.3 L-Funktion (Ripley 1988)

$$(3) \quad L(r) = \sqrt{\frac{K(r)}{\pi}}$$

wobei $K(r)$ die Ripley'sche K-Funktion bezeichnet. $\lambda K(r)$ läßt sich als mittlere Anzahl von Bäumen mit einem Abstand kleiner als r von einem zufällig gewählten Baum der Probefläche interpretieren, wobei λ die Baumdichte bezeichnet.

5.4 markierte L-Funktion $L_d(r)$

$$(4) \quad L_d(r) = \sqrt{\frac{K_d(r)}{\pi \bar{d}^2}},$$

wobei mit $\bar{d} = \frac{1}{n} \sum_k d_k$ der mittlere Durchmesser berücksichtigt wird. $K_d(r)$ ist so definiert,

daß für Durchmesser $d \equiv 1$ $K_d(r) = K(r)$ ist.

Die markierte L-Funktion charakterisiert die Abhängigkeit der Durchmesserdimensionen vom Baumabstand r .

Für eine zufällige und unabhängige Verteilung der Bäume in der Probefläche (Poisson-Prozeß) wäre $L(r) = r$. Analog gälte bei zufälliger Zuordnung der Baumdurchmesser $L_d(r) = L(r)$. Um die Abweichungen von diesen Spezialfällen besser beurteilen zu können, betrachtet man häufig die Differenzen $L(r) - r$ und $L_d(r) - L(r)$. Die Schätzung der L- und der L_d -Funktionen erfolgt nach den in Penttinen et al. (1992) vorgestellten Verfahren, wobei die Randkorrekturen entsprechend für Probekreise bzw. rechteckige Probeflächen benutzt wurden.

6 Verfahren zur Simulation von Bestandesstrukturen

6.1 Gibbs-Prozeß-Modell

Die Koordinaten der Bäume im Bestand lassen sich als Realisierung eines Gibbs'schen Punktprozesses auffassen. Gibbs-Prozesse sind charakterisiert durch eine Dichtefunktion f

$$(5) \quad f(x_1, x_2, \dots, x_n) = C_n \cdot \exp\left(-\sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n \Phi(\|x_i - x_j\|)\right),$$

wobei $\|x_i - x_j\|$ der Abstand zwischen Punkten x_i und x_j , C_n eine Normierungskonstante und Φ die Paarpotentialfunktion darstellen.

Die Paarpotentialfunktionen lassen sich parametrisch beschreiben. Ein möglicher Ansatz ist durch stückweise konstante Funktionen der Form

$$(6) \quad \Phi(r) = \begin{cases} \infty & \text{für } r \leq r_0, \\ a_i & \text{für } r_{i-1} < r \leq r_i, \quad i = 1, \dots, m, \\ 0 & \text{für } r > r_m, \end{cases}$$

mit $r_0 = \text{minimaler Baumabstand}$, $r_m = 1,5/\sqrt{\lambda}$, wobei $\lambda = \text{Punktdichte}$,
 $r_i = r_0 + i \cdot (r_m - r_0)/m$ und $m = 10$ gegeben.

Zur Berücksichtigung der Baumdurchmesser wird folgender Ansatz für die Paarpotentialfunktion gewählt:

$$(7) \quad \Phi_d(r, \hat{d}_k, \hat{d}_l) = \begin{cases} \infty & \text{für } r \leq r_0 \\ b_i (\hat{d}_k + \hat{d}_l)/2 & \text{für } r_{i-1} < r \leq r_i, \quad i = 1, \dots, m \\ 0 & \text{für } r > r_m, \end{cases}$$

wobei \hat{d}_k , $k=1, \dots, n$ standardisierte Durchmesser der Form $\hat{d}_k = \frac{d_k - \bar{d}}{s_d}$ mit \bar{d} und s_d als

Mittelwert bzw. Streuung der Durchmesser d_k sind.

Die Größen a_i bzw. b_i , $i=1, \dots, m$ sind die, aus dem Baumverteilungsmuster zu schätzenden Parameter der Paarpotentialfunktionen. Die Schätzung der Parameter erfolgt mit dem Pseudo-Likelihood-Verfahren nach Goulard et al. (1996).

Die Paarpotentialfunktionen bilden die Grundlage für die Simulation der Gibbs-Prozesse. Das hier verwendete Verfahren geht auf Wood (1968) zurück. Dazu sei $X = \{x_i, i=1, \dots, n\}$ der Zustand der n Punkte in B .

$$(8) \quad U(X) = \sum_{i < j} \Phi(\|x_i - x_j\|)$$

bezeichne die totale potentielle Energie von X .

Den Zustand X' erhält man, indem einem zufällig aus X gewählten Punkt die Koordinaten eines in B gleichmäßig verteilten Zufallspunktes zugeordnet werden. Der Zustand X' wird akzeptiert, falls $\xi \leq \exp(U(X) - U(X'))$, wobei ξ eine auf $[0,1]$ gleichmäßig verteilte Zufallszahl ist.

Analog läßt sich $U_d(X)$ definieren, so daß im 2. Schritt die Verteilung der Durchmesser simuliert werden kann (Degenhardt 1998a).

Als Startzustand wurden Bäume entsprechend der Punktdichte λ und der aus der Stichprobe geschätzten Durchmesservertelung zufällig in der Fläche verteilt. Das Simulationsergebnis wurde nach 1500 Iterationsschritten akzeptiert.

6.2 Heuristischer Ansatz nach Pommerening (1998)

6.2.1 Neumodellierung des Strukturgenerators STRUGEN

Die Grundlagen des Verfahrens zur Erzeugung von Baumpositionen wurden bereits 1997 von Pretzsch vorgestellt. Das Funktionsprinzip von STRUGEN beruht auf der Erzeugung von Makro- und Mikrostrukturen. Die Makrostruktur definiert das bestandesbezogene Baumverteilungsmuster, z.B. Einzel-, Trupp-, Horst-, Gruppen- oder Streifenmischung. Die Mikrostruktur berücksichtigt die Abstände von Baum zu Baum. Nur die Funktionen zur Generierung der Mikrostruktur finden bei dem heuristischen Ansatz von Pommerening (1998) Verwendung. Sie wurden im Vergleich zu Pretzsch (1997) neu modelliert und mit 71 000 Datensätzen neu parametrisiert.

Die Schätzfunktion (9) erklärt den Abstand des Bezugsbaums zum ersten Nachbarn mit Hilfe des Abstands zum zweiten Nachbarn, der Kronendurchmesser des Bezugsbaums und der

ersten zwei Nachbarn sowie der entsprechenden baumartenspezifischen Lichttransmissionskoeffizienten (Ellenberg 1986).

$$(9) \quad \text{pred_01} = f_0 + f_1 \cdot \text{abst_02} + f_2 \cdot \frac{\text{KD_0}}{\text{Transm_0}} + f_3 \cdot \frac{\text{KD_1}}{\text{Transm_1}} + f_4 \cdot \frac{\text{KD_2}}{\text{Transm_2}}$$

wobei

pred_01 geschätzter Abstand des Bezugsbaums zum erstnächsten Nachbarbaum [m]

abst_02 Abstand des Bezugsbaums zum zweitnächsten Nachbarbaum [m]

f_0, f_1, f_2, f_3, f_4 empirische Parameter

KD_0, KD_1, KD_2 Kronendurchmesser des Bezugsbaums und der nächsten zwei Nachbarbäume [m]

Transm_0, Transm_1, Transm_2 Lichttransmissionskoeffizienten des Bezugsbaums und der nächsten zwei Nachbarbäume

Die Regression wird über alle Baumarten durchgeführt. Artenspezifische Komponenten erhält das Modell durch die Lichttransmissionskoeffizienten und die Kronendurchmesser. Mit Hilfe der folgenden Funktion (10) wird die Standardabweichung der Residuen erklärt. Als unabhängige Variable dient der Schätzwert für den Abstand des Bezugsbaums zu seinem nächsten Nachbarn (pred_01).

$$(10) \quad \text{SD}_{\text{Res}} = f_5 \cdot (1 - e^{-f_6 \cdot \text{pred_01}})$$

wobei SD_{Res} Standardabweichung der Residuen [m].

In die Verteilungsfunktion werden die geschätzten Abstände sowie die Standardabweichung der Residuen eingesetzt. Die Funktion liefert eine Wahrscheinlichkeit zurück, mit der ein Baum auf einer bestimmten Position akzeptiert wird.

$$(11) \quad F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}} dy \quad N(\text{pred_01}, \text{SD}_{\text{Res}})$$

Damit ergibt sich folgende Funktionsweise des Strukturgenerators. In ein vorhandenes Punktmuster gegeben durch Stammfußkoordinaten von Bäumen soll ein weiterer Baum eingefügt werden. Mit Gleichung (9) wird der wahrscheinliche Abstand zum nächsten Nachbarn (pred_01) geschätzt und mit Formel (10) die Standardabweichung der Residuen (SD_{Res}) errechnet. Aus der mit $N(\text{pred_01}, \text{SD}_{\text{Res}})$ festgelegten Normalverteilungsfunktion F kann an dem Punkt pred_01 eine Wahrscheinlichkeit $F(\text{pred_01})$ ermittelt werden. Ist $F(\text{pred_01})$ kleiner als eine gleichverteilte Zufallszahl, so wird der Abstand pred_01 zwischen dem Bezugsbaum und seinem nächsten Nachbarn als nicht akzeptabel im Sinne eines „weichen Kernes“ verworfen.

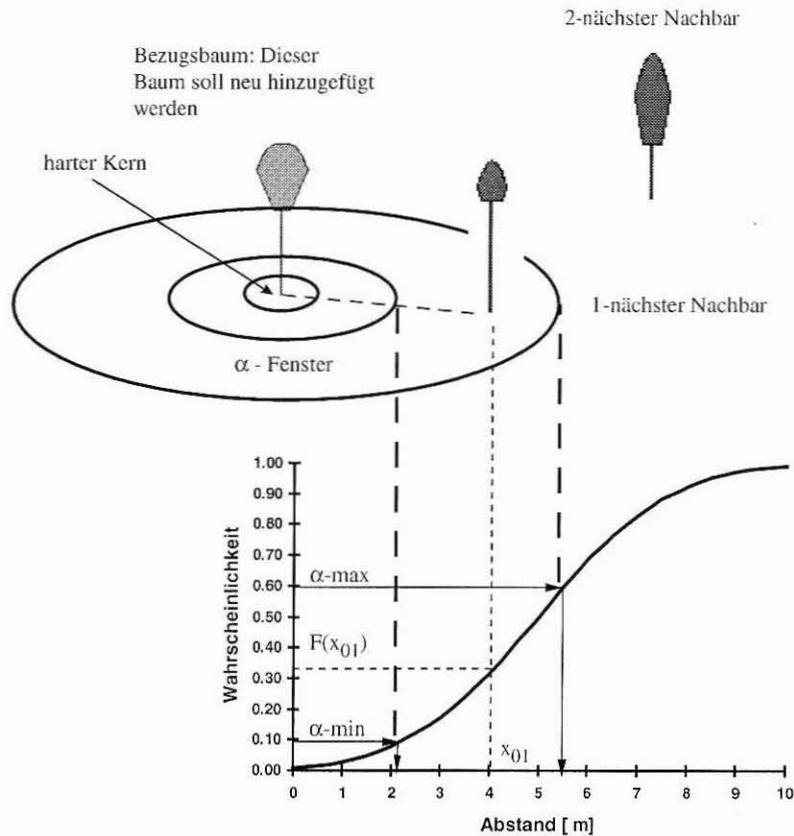


Abb. 3: Funktionsprinzip der Schaffung von Mikrostrukturen mit dem Strukturgenerator STRUGEN und dem erweiterten Ansatz nach Pommerening (1998).

6.2.2 Funktionsprinzip der Nutzung von Strukturen aus Stichprobendaten nach dem erweiterten Ansatz von Pommerening (1998)

Aus den Probekreisen ergeben sich zwei Schwellenwerte ($\alpha_{\min}, \alpha_{\max} \in [0,1]$), wobei $F^{-1}(\alpha_{\min}) =$ minimaler Abstand und $F^{-1}(\alpha_{\max}) =$ maximaler Abstand zum nächsten Nachbarn sind. Ein Baum kann eingefügt werden, falls $F(\text{pred}_{01}) < \xi$, wobei ξ eine auf $[\alpha_{\min}, \alpha_{\max}]$ gleichmäßig verteilte Zufallszahl ist (vgl. Abb. 3).

Alle Probepunkte, die einem Waldbestand angehören, werden in eine gemeinsame Urne gelegt (vgl. Abb. 4). Nach der Aufbereitung einer Stammzahl-Brusthöhendurchmesserverteilung, die aus allen Probepunkten der Urne gebildet wird, und der Ergänzung von fehlenden Einzelbaumdaten wie Höhen und Kronenradien werden nach dem Prinzip eines modifizierten Ziehen mit Zurücklegen sukzessive die Probeflächen der Urne auf einer virtuellen Waldfläche ausgebracht, nachdem sie zuvor um einen zufälligen Winkel aus der Nordrichtung gedreht wurden. Die Modifikation besteht darin, daß alle bereits gezogenen Probepunkte zunächst in eine Hilfsurne zurückgelegt werden bis die eigentliche Urne leer ist. Wenn dies der Fall ist, werden alle Probepunkte wieder dem Ziehprozeß zugänglich gemacht. Der Zieh- und Ausbringprozeß ist beendet, sobald die Stammzahl-BHD-Verteilung der Stichprobe erreicht ist. Danach erfolgt die Flächenergänzung mit Einzelbäumen gemäß des schon vorgestellten erweiterten Ansatzes zur Generierung der Mikrostruktur.

Durch diese Erweiterung werden die unter 6.2.1 dargestellten deduktiven Methoden der Strukturgenerierung in Form der mit Versuchsflächendaten parametrisierten Schätzfunktionen

(9) und (10) mit induktiven Komponenten ergänzt, die regionale Informationen aus der Stichprobe abgreifen. Das Verfahren wird im folgenden häufig „PK-Verfahren“ genannt.

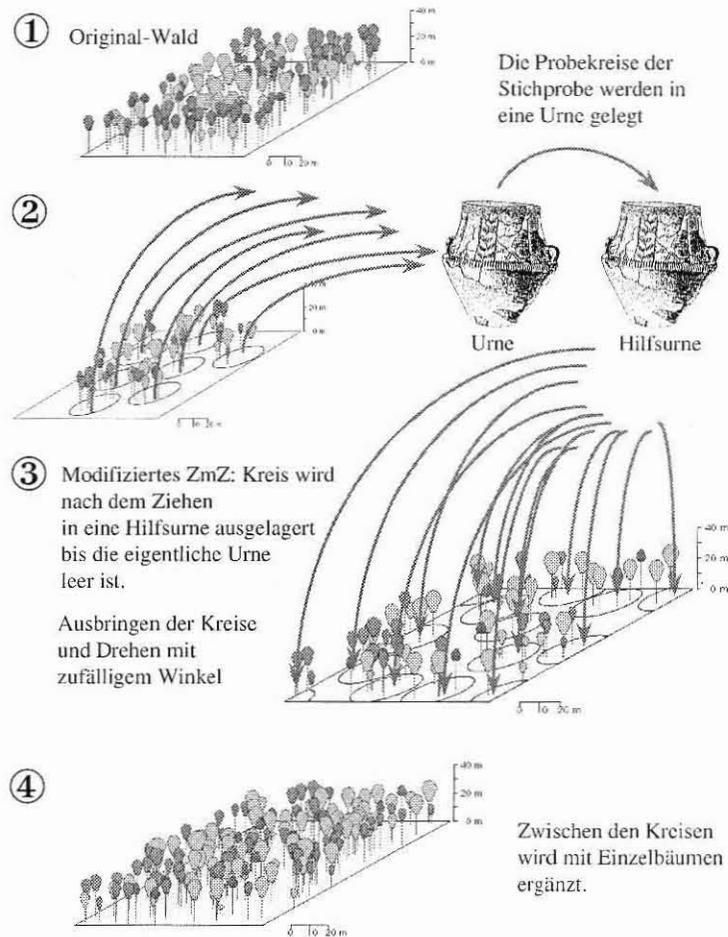


Abb. 4: Strukturgenerierung aus Stichprobendaten nach dem erweiterten Ansatz von Pommerening (1998).

7 Statistiken zum Modellvergleich

Zum Vergleich der Strukturparameter des Gesamtbestandes, der Stichproben und der Simulationen werden die Absolut- bzw. Relativwerte folgender statistischer Größen betrachtet.

7.1 Standardabweichung

$$(12) \quad SD = \sqrt{E(\hat{\Theta} - E\hat{\Theta})^2} = \sqrt{E\hat{\Theta}^2 - (E\hat{\Theta})^2}$$

wobei Θ die wahre Zielgröße der Grundgesamtheit und $\hat{\Theta}$ der Schätzer der wahren Zielgröße ist.

7.2 Bias

$$(13) \quad \text{Bias}(\hat{\Theta}) = E\hat{\Theta} - \Theta$$

Standardabweichung und Bias werden für den Gesamtbestand, die 20 Stichproben und die jeweils 20 Simulationen vergleichend untersucht.

8 Ergebnisse

In Abb. 5 und 6 sind die relative Standardabweichung und der relative Bias von CE (Index von Clark & Evans) und T (Durchmesserdifferenzierung zum ersten Nachbarn) für die Stichproben und die Simulationen dargestellt. Unter den Säulen sind deren Werte für den Gesamtbestand aufgelistet. Auffällig ist hier, daß für den Kiefernbestand der CE-Index ungefähr 1 ist, die Bäume aber nicht zufällig verteilt, sondern systematisch in Reihen angeordnet sind. Vergleichende Simulationen mit dem PK-Verfahren und STRUGEN liegen für diesen Bestand nicht vor.

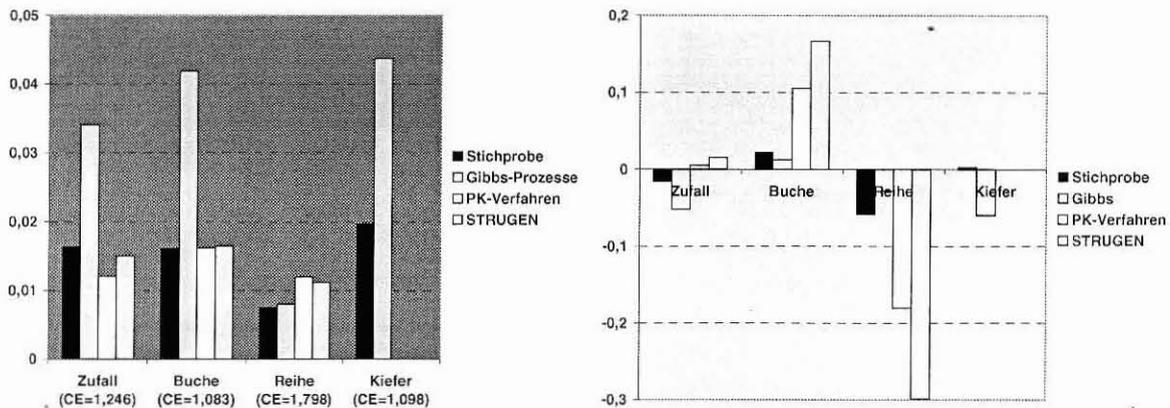


Abb. 5: Relative Standardabweichung (links) und relativer Bias (rechts) für den CE-Index.

Die *relative Standardabweichung* des *Indexes von Clark & Evans* (CE) liegt für das PK-Verfahren und STRUGEN im Bereich der Stichprobenwerte (zwischen 0,011 und 0,017), für das Gibbs-Prozeß-Modell jedoch wesentlich höher (bis 0,044). Für das Gibbs-Prozeß-Modell gilt außerdem, je größer der CE-Index ist, also die Abweichung von der zufälligen Verteilung, desto geringer ist die relative Standardabweichung des CE-Index. Das ist plausibel, denn bei starker Regelmäßigkeit sind die Möglichkeiten der Verteilung der Punkte in der Fläche sehr eingeschränkt.

Der *relative Bias* befindet sich für die Gibbs-Prozeß-Modell zwischen -0,06 und 0,02. Dagegen sind diese Werte für das PK-Verfahren und STRUGEN sehr stark abhängig von der Struktur des Ausgangsbestandes. Während für den Zufallsbestand ein relativer Bias von nur 0,01 bzw. 0,02 erreicht werden, liegen die Werte für den Buchen- (0,11 bzw. 0,18)- bzw. Reihenbestand (-0,18 bzw. -0,3) um ein Vielfaches höher.

Nur im Zufallswald ist der relative Bias von PK-Verfahren und STRUGEN geringer als bei dem Gibbs-Prozeß-Modell, was sich vermutlich zum Teil mit der Art der theoretischen Erzeugung des Bestandes durch STRUGEN erklären läßt.

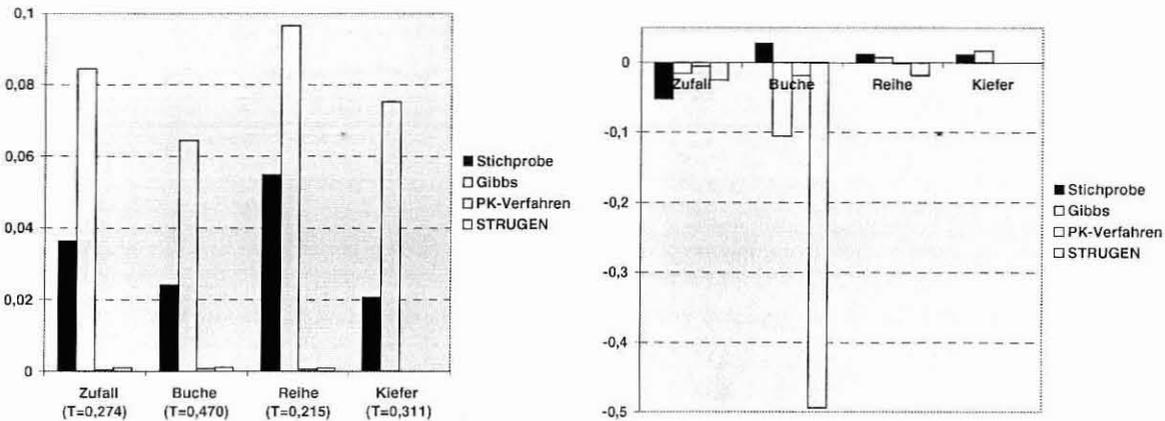


Abb. 6: Relative Standardabweichung (links) und relativer Bias (rechts) der Durchmesserdifferenzierung.

Bei der *Durchmesserdifferenzierung* T zeigt sich ein etwas anderes Bild. Während die *relative Standardabweichung* für das Gibbs-Prozeß-Modell deutlich höher als bei den Stichproben liegen, erreichen PK-Verfahren und STRUGEN eine relative Standardabweichung im Bereich von nur 0,0004-0,001.

Betrachtet man den *relativen Bias*, dann erzielt man mit dem PK-Verfahren auch hier die kleinsten Werte. Auffällig sind die schlechten Simulationsergebnisse für den Buchenbestand bei der Erzeugung mit STRUGEN. Dieser Bestand stammt aus dem Muschelkalkgebiet Nordthüringens und liegt somit außerhalb des Parametrisierungsgebietes von STRUGEN, das seinen Schwerpunkt in Bayern hat.

Für die Simulationen aus dem Gibbs-Prozeß-Modell läßt sich folgender Sachverhalt beobachten. Je kleiner der Wert der Durchmesserdifferenzierung T ist - kleine T -Werte bedeuten kaum Abhängigkeit der Durchmesser vom nächsten Nachbarn-, desto größer ist die relative Standardabweichung von T und desto kleiner ist der relative Bias der Durchmesserdifferenzierung. Sehr große Abweichungen von der Zufälligkeit werden durch das Simulationsverfahren nur schwer erreicht (siehe z. B. Bias des Buchenbestandes).

Insgesamt wird in diesen drei Beständen die Durchmesserdifferenzierung durch das Probekreisverfahren am besten wiedergegeben.

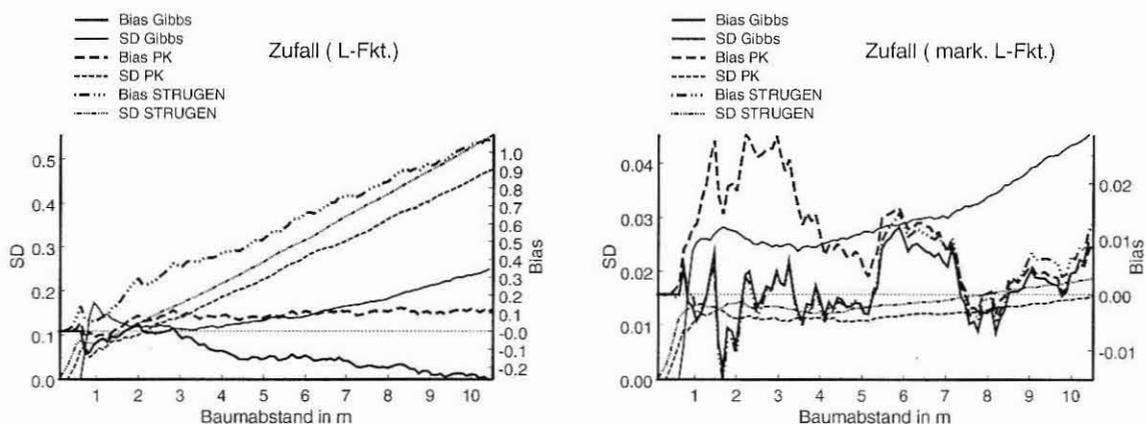


Abb. 7: Standardabweichung (links) und Bias (rechts) der L- und der markierten L-Funktion für den Zufallsbestand.

Im folgenden werden die Standardabweichung und der Bias der L- und der markierten L-Funktion untersucht. Relativwerte wie bei den Strukturindizes sind hier nicht sinnvoll, da die verschiedenen Bestände aufgrund der Abhängigkeit der Standardabweichung und des Bias der L- und der markierten L-Funktionen von der Punktdichte λ (Ripley 1988) nicht vergleichbar sind. Es können also nur die Simulationsverfahren miteinander verglichen werden.

Als Beispiel sind in Abb. 7 die Verläufe der Funktionen für den Zufallsbestand dargestellt. Hier ist zu erkennen, daß die *Standardabweichung der L-Funktion* (links) im Bereich geringer Baumabstände für das PK-Verfahren und STRUGEN kleiner als bei dem Gibbs-Prozeß-Modell ist. Eine ähnliche Aussage konnte oben für den Index von Clark & Evans (CE) gemacht werden, der ebenfalls nur den nahen Bereich widerspiegelt. Für größere Baumabstände steigen die Standardabweichungen beider Verfahren jedoch über die des Gibbs-Prozeß-Modells an. Hier läßt sich für die Standardabweichungen der einzelnen Verfahren feststellen: $SD_{STRUGEN} > SD_{PK\text{-Verfahren}} > SD_{Gibbs\text{-Prozeß-Modell}}$. Ähnliche Verläufe ergaben sich auch für den hier nicht dargestellten Buchen- und Reihenbestand.

Bei dem in Abb. 7 dargestellten Zufallsbestand ist der *Bias der L-Funktion* (links) für das PK-Verfahren am kleinsten und für die Simulationen aus STRUGEN am größten. Die gute Übereinstimmung der Simulationen aus dem PK-Verfahren resultiert wie oben bereits erwähnt möglicherweise zum Teil daraus, daß dieser Bestand theoretisch mit STRUGEN erzeugt wurde.

Betrachtet man die *Standardabweichungen der markierten L-Funktionen* L_d (rechts), so läßt sich folgende Reihenfolge feststellen: $SD_{Gibbs\text{-Prozeß-Modell}} > SD_{STRUGEN} > SD_{PK\text{-Verfahren}}$. Außerdem ist der *Bias der markierten L-Funktion* L_d der Simulationen mit STRUGEN kleiner als bei Verwendung des PK-Verfahren. Die Ergebnisse von STRUGEN und dem Gibbs-Prozeß-Modell zeigen dagegen sehr ähnlichen Verläufe.

In ähnlicher Weise ließen sich Standardabweichung und Bias der L- und markierten L-Funktionen der anderen Bestände diskutieren. Aufgrund der besseren Übersichtlichkeit wurden jedoch für alle Bestände die, über die Baumabstände von 0 bis $3/\sqrt{\lambda}$ gemittelten Werte in Abb. 8 und 9 dargestellt. Für die *Standardabweichungen der L-Funktionen* (Abb. 8 links) aller Bestände gilt: $SD_{STRUGEN} > SD_{PK\text{-Verfahren}} > SD_{Gibbs\text{-Prozeß-Modell}}$. Das scheint zunächst im Widerspruch zu den beim CE-Index beobachteten Relationen zu stehen, wo die Gibbs-Prozeß-Modelle die größten Abweichungen aufwiesen. Bei Mittelung der Werte über ein kleineres Intervall im Bereich von 0 bis etwa zum erwarteten Abstand zum nächsten Nachbarn würden sich die Aussagen über den CE-Index jedoch wieder bestätigen. Die gleichen Relationen findet man annähernd auch für den mittleren *Bias der L-Funktionen* wieder. Nur für den Zufallsbestand liefert das PK-Verfahren kleinere Werte als das Gibbs-Prozeß-Modell.

Die mittleren Werte der *markierten L-Funktionen* L_d (Abb. 9) lassen sich mit den Ergebnissen der Durchmesser differenzierung T (Abb.7) vergleichen. Für das Gibbs-Prozeß-Modell sind die Werte der *Standardabweichungen* auch hier am größten, die Werte des mittleren *Bias* aber für alle Bestände am kleinsten. Das PK-Verfahren und STRUGEN müssen dagegen differenzierter betrachtet werden.

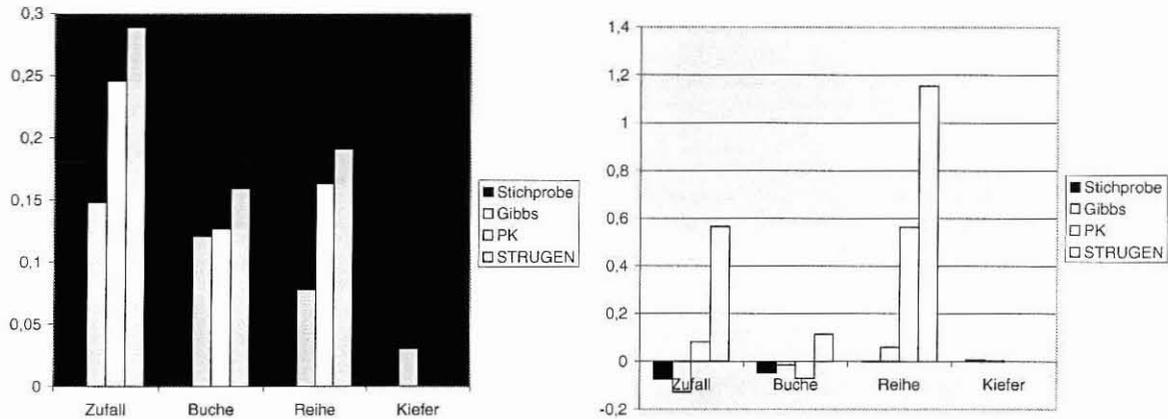


Abb. 8: Standardabweichung (links) und Bias (rechts) der L-Funktion, gemittelt über die Baumabstände im Intervall $[0, 3/\sqrt{\lambda}]$.

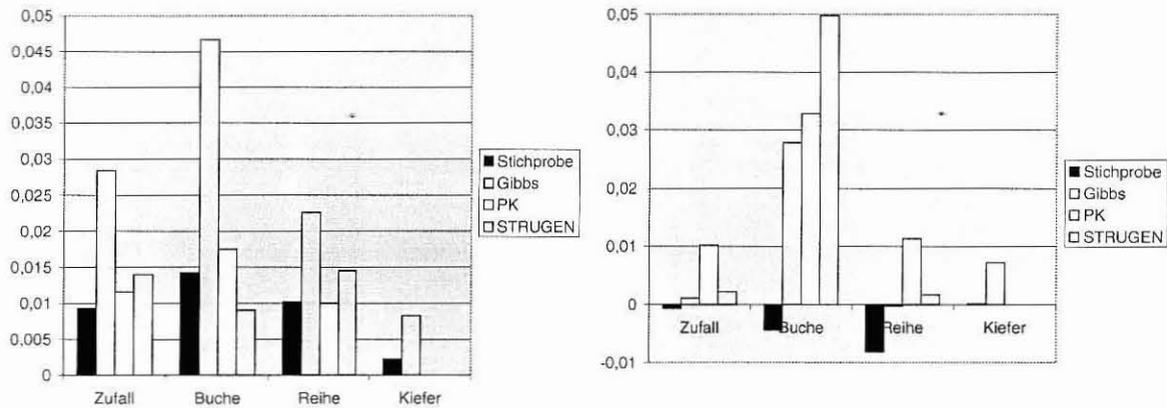


Abb. 9: Standardabweichung (links) und Bias (rechts) der markierten L-Funktion, gemittelt über die Baumabstände im Intervall $[0, 3/\sqrt{\lambda}]$.

9 Diskussion

Für alle Verfahren läßt sich zunächst feststellen: Je weiter die Baumverteilung im Bestand von der Zufälligkeit entfernt ist, desto größer sind die Simulationsfehler.

Auffallend ist, daß die Standardabweichungen für die Simulationen mit dem Gibbs-Prozeß-Modell größer als für die Simulationen mit dem PK-Verfahren und STRUGEN sind.

Das PK-Verfahren führt in der Regel zu besseren Ergebnissen als STRUGEN, was darauf hindeutet, daß mit ihm eine Verbesserung gelungen ist. Das PK-Verfahren bietet als Kombination von deduktiven und induktiven Elementen bei der Simulation von Waldstrukturen aus Inventurdaten Vorteile gegenüber rein deduktiven Verfahren wie STRUGEN.

Während das PK-Verfahren und STRUGEN unterschiedlich auf verschiedene Ausgangsstrukturen reagieren, liefert das Gibbs-Prozeß-Modell für alle Bestände annähernd gleiche Genauigkeiten. In Einzelfällen kann es den beiden anderen Verfahren aber auch unterlegen sein.

Die sehr gute Übereinstimmung der Simulationen aus dem Probekreisverfahren und STRUGEN mit dem theoretischen Zufallsbestand ließe sich möglicherweise zum Teil damit erklären, daß dieser Bestand mit STRUGEN erzeugt wurde. Andererseits ist die Konformität zwischen Gibbs-Prozeß-Modell und der Prüfgröße L-Funktion auch damit zu begründen, daß beiden ein sehr ähnliches Konzept zugrunde liegt.

Die schlechtesten Ergebnisse wurden für den Kiefernbestand erreicht. Ursache hierfür könnte die Richtungsabhängigkeit in der Baumverteilung sein, die auch im Reihenbestand erkennbar ist.

Die unterschiedlichen Randkorrekturen für die verschiedenen Formen und Größen der Probestflächen sind denkbare Erklärungen für auftretende systematische Fehler bei der Schätzung der Strukturparameter und der L-Funktionen.

Den Strukturindizes wie auch den Simulationsverfahren STRUGEN und PK liegt das Nachbarschaftskonzept zugrunde. Bei diesen Methoden werden nur der nächste bzw. zweitnächste Nachbar berücksichtigt. Der Abstand zum nächsten Nachbarn kann aber verschiedene ökologische Skalen überschreiten. Außerdem liegen nur Informationen über sehr kurze Abstände vor. Was hinter den nächsten Nachbarn liegt, bleibt außer Betracht. L-Funktionen und Simulationen mit dem Gibbs-Prozeß-Modell betrachten Nachbarn in einer Umgebung von $3/\sqrt{\lambda}$ bzw. $1,5/\sqrt{\lambda}$. Sie liefern also ungleich mehr Informationen.

Das Gibbs-Prozeß-Modell scheint in Reinbeständen in den meisten Fällen bessere Ergebnisse zu liefern. In Mischbeständen mit mehr als zwei Baumarten können sie jedoch wegen ihres hohen Parametrisierungs- und Rechenaufwandes schnell an Grenzen stoßen. Hinzu kommt, daß sie nur dann einsetzbar sind, wenn alle Stammfußkoordinaten an den Inventurpunkten eingemessen wurden. In der forstlichen Praxis sind aber gerade diese Informationen aus Kostengründen Mangelware. Das heuristische Verfahren von Pommerening (1998) bietet gerade hier auch die Möglichkeit, mit solchen unvollständigen Datensätzen wie sie bei konzentrischen Probekreisen oder Winkelzählproben vorliegen zu arbeiten.

Die vorliegenden Ergebnisse resultieren aus einem ersten Versuch eines Vergleichs von Simulationsverfahren, wobei die Wahl von geeigneten Testbeständen und Zielgrößen weiter diskutiert werden muß. Erste Hinweise ergeben sich recht deutlich aus dieser Untersuchung, allerdings wäre eine weitere umfassendere Analyse wünschenswert.

10 Literatur

- CLARK, PH. J.; EVANS, F. C., 1954: Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35 (4), 445-453.
- DEGENHARDT, A., 1998a: Simulative Erzeugung von Waldstrukturen auf der Grundlage von Inventurdaten. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Forstliche Biometrie und Informatik: 11. Tagung, Freiburg, 30. September-2. Oktober 1998, 58-68.
- DEGENHARDT, A., 1998b: Simulation von Baumverteilungsmustern in Mischbeständen. *Beitr. Forstwirtsch. U. Landsch.ökol.* 32 (3), 130-133.
- DONELLY, K., 1978: Simulation to determine the variance and edge-effect of total nearest neighbour distance. 91-95. In: *Simulation methods in archaeology*. Hodder, I.R. (Hrsg.). Cambridge University Press, London.
- FÜLDNER, K., 1995: Strukturbeschreibung von Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern. Dissertation Forstliche Fakultät Göttingen. 163 S.
- ELLENBERG, H., 1986: *Vegetation Mitteleuropas und der Alpen in ökologischer Sicht*. Stuttgart, 989 S.
- GOULARD, M.; SÄRKKÄ, A.; GRABARNIK, P., 1996: Parameter Estimation for Marked Gibbs Point Processes Through the Maximum Pseudo-Likelihood Method. *Scand. J. Statist.* 23, 365-379.
- LEWANDOWSKI, A. und GADOW, K. v., 1997: Ein heuristischer Ansatz zur Reproduktion von Waldbeständen. *AFJZ* (9), 168 Jhg, 170-174.
- PENTTINEN, A., STOYAN, D.; HENTTONEN, H. M., 1992: Marked Point Process in Forest Statistics. *Forest Science*. 38(4), 806-824.

- POMMERENING, A., 1997: Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Diss. Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie. Univ. Göttingen. Cuvillier Verl. Göttingen. 187 S.
- POMMERENING, A., 1998: Fortschreibung von Stichprobendaten mit positionsabhängigen Wachstumsmodellen. Vortrag anlässlich der Jahrestagung 1998 der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten, 35-51.
- PRETZSCH, H., 1997: Analysis and modelling of spatial stand structures. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower Saxony. Forest Ecology and Management. Vol. 97, 237-253.
- PRETZSCH, H. und SEIFERT, S., 1999: In Echtzeit durch den virtuellen Wald. Wissenschaftliche Visualisierung des Waldwachstums. AFZ/Der Wald (18), 960-962.
- RIPLEY, B. D., 1988: Statistical Inference for Spatial Processes. Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- TOMPPONEN, E., 1986: Models and Methods for Analysing Spatial Patterns of Trees. Communicationes Instituti Forestalis Fennica 138. Helsinki. 65 S.

Dr. Annett Degenhardt, Landesforstanstalt Eberswalde, Fachgebiet Waldwachstum, Alfred-Möller-Straße 1, D-16225 Eberswalde, Email: a.degenhardt@ffe-ebw.bar.shuttle.de

Dr. Arne Pommerening, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München, Am Hochanger 13, D-85354 Freising, Email: Arne.Pommerening@lrz.uni-muenchen.de