

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

ISSN 0002-5852

## Sonderdruck

### INHALTSVERZEICHNIS

#### AUFSÄTZE

M. Kahn	Die Fuzzy Logik basierte Modellierung von Durchforstungseingriffen ..... (Modelling thinning regimes with a fuzzy logic controller)	169
W. Kurth und D. Lanwert	Biometrische Grundlagen für ein dynamisches Architekturmodell der Fichte ( <i>Picea abies</i> (L.) KARST.) ..... (Biometrical foundations for a dynamical architectural model of spruce ( <i>Picea abies</i> ) (L.) KARST.)	177
J. Nagel und G. S. Biging	Schätzung der Parameter der Weibullfunktion zur Generierung von Durchmesserverteilungen ..... (Estimation of the parameters of the Weibull function for generating diameter distributions)	185
H. Pretzsch	Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs ..... (On the effect of the spatial distribution of trees on the stand growth)	190
BUCHBESPRECHUNGEN .....		201
NOTIZ .....		204

166. JAHRGANG 1995 HEFT 9/10 SEPT./OKT.

D. SAUERLÄNDER'S VERLAG FRANKFURT AM MAIN

# Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs<sup>1)</sup>

(Mit 15 Abbildungen und 2 Tabellen)

Von H. PRETZSCH

(Angenommen Januar 1995)

## SCHLAGWÖRTER - KEY WORDS

Bestandesstruktur; Konkurrenz; Zuwachsmo-  
dell; Struktur-  
generator; Einzelbaum-Wachstumssimulation.

Spatial stand structure; competition; growth model; stand structure generator; single-tree growth simulation.

## 1. EINLEITUNG

Mit dem von der Forstwirtschaft angestrebten Übergang von homogenen Reinbeständen zu strukturreichen Rein- und Mischbeständen rücken die Erfassung, Abbildung und modellhafte Reproduktion von Bestandesstrukturen und die Wechselwirkungen zwischen Struktur und Zuwachs in den Mittelpunkt der Waldwachstumsforschung. Vernachlässigte die konventionelle, auf homogene Reinbestände ausgerichtete Beschreibung von Waldbeständen über

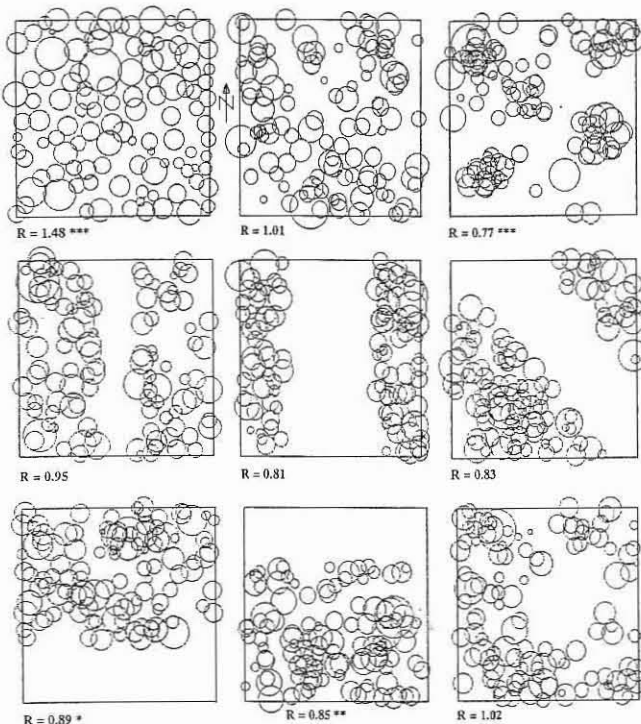


Abb. 1

Baumverteilungsmuster, die sich über den Index R charakterisieren lassen und in ihrer Wirkung auf den

Bestandesgrundflächenzuwachs untersucht werden.

Regelmäßige, zufällige und geklumpte Verteilung (oben),  
Gassen mit verschiedenen Breiten und Richtungen (Mitte) und  
Saum- und Femelstrukturen (unten)

Spatial patterns to be characterized through the index R  
and to be examined with regard to their effect on the basal area  
increment of the stand. Regular, random and clustered  
distribution (above), log trails with different widths and  
directions (middle), and border and femel structures (below)

Bestandessummen- und Bestandesmittelwerten noch die Struktur, so gewinnen Informationen über die Bestandesstruktur für die Zustandserfassung und Entwicklungsprognose in Beständen, in denen Selbstdifferenzierungsprozesse, waldbauliche Pflegemaßnahmen oder Verjüngungsverfahren eine Förderung der Strukturvielfalt bewirken, eine zentrale Bedeutung. Beispielsweise haben die in Abbildung 1 dargestellten Bestände die gleichen Bestandessummen- und Bestandesmittelwerte und gleiche Häufigkeitsfrequenzen von Einzelbaumdimensionen. Sie unterscheiden sich nur im Baumverteilungsmuster, so daß dieses dann geradezu zum wichtigsten Bestandescharakteristikum wird. Erzeugt wurden diese verschiedenen Baumverteilungsmuster mit einem Strukturgenerator, der eine vorgegebene Baumpopulation nach verschiedenen Regeln über die Fläche verteilt.

Bei der Erfassung und numerischen Quantifizierung von Verteilungsmustern kann sich die Waldwachstumsforschung auf bewährte Zählquadrat- und Abstandsmethoden (CLARK und EVANS, 1954; PIELOU, 1975 und 1977; RIPLEY, 1977 und 1981; STOYAN, 1987; UPTON und FINGLETON, 1985 und 1989) stützen. Von diesen Verfahren werden wir zur Charakterisierung der Baumverteilungsmuster den Aggregationsindex R von CLARK und EVANS (1954) mit der Randkorrektur von DONNELLY (1978) einsetzen. Der Index R beschreibt das Verhältnis zwischen dem beobachteten mittleren Abstand  $\bar{r}_{\text{beobachtet}}$  und dem erwarteten mittleren Abstand  $\bar{r}_{\text{erwartet}}$  zum nächsten Nachbarn bei zufälliger Baumverteilung.

Die Berechnung von R erfolgt nach den Gleichungen (1) bis (3).

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

$$\bar{r}_{\text{beobachtet}} = \frac{\sum_{i=1}^N r_i}{N} \text{ und} \quad (2)$$

$$\bar{r}_{\text{erwartet}} = \frac{1}{2\sqrt{N/A}} \quad (3)$$

mit den Variablenbezeichnungen

$r_i$  = Abstände der  $i = 1 \dots N$  Bäume auf einer Testfläche zu ihren nächsten Nachbarn,

$N$  = Gesamtzahl der Bäume auf einer Testfläche und

$A$  = Größe einer Testfläche in  $\text{m}^2$ .

Der Aggregationsindex R liegt zwischen 0 (stärkste Klumpung) und 2,1491 (streng regelmäßige Verteilung). R-Werte kleiner als 1,0 zeigen eine Tendenz zur Klumpung, Werte um 1,0 eine zufällige Verteilung und Werte über 1,0 eine Tendenz zur regelmäßigen Verteilung an. Berechnen wir für die neun Baumverteilungsmuster (Abb. 1) die Aggregationsindizes R, so diagnostiziert ein Wert von  $R = 1,48$  (Abb. 1, oben, links) eine regelmäßige Verteilung, wie wir sie im niederdurchforsteten Altersklassenwald finden. Ein Wert von  $R = 1,01$  (Abb. 1, oben, Mitte) zeigt ein zufällig- oder poissonverteiltes Muster an, das uns aus Plenterbeständen und urwaldartigen Bestandesformen bekannt ist, und ein Aggregationsindex von  $R = 0,77$  (Abb. 1, oben, rechts) weist auf eine Klumpung hin, die beispielsweise bei Rottenstrukturen in Fichtenbeständen der montanen Stufe eintritt. Je nach Gassenbreite, Saumausprägung und Femellochgröße ergeben sich Aggregationsindizes, die geklumpte bis zufällige Verteilungen anzeigen (Abb. 1, Mitte und unten).

<sup>1)</sup> Kurzfassung eines Vortrags auf der Jahrestagung der Sektion Biometrie und Informatik im Verband Forstlicher Forschungsanstalten vom 20. bis 24. September 1994 in Ljubljana

Auch bei der Erfassung und Quantifizierung von Konkurrenz und bei der Zuwachsmodellierung können wir uns auf zahlreiche Untersuchungen stützen, aus denen wir im folgenden methodische Grundlagen von BIGING und DOBBERTIN (1992), PRETZSCH (1992), PUKKALA (1988, 1989) sowie SLOBODA und PFREUNDT (1989) aufgreifen. Mit dem Zusammenhang zwischen Baumverteilungsmuster und Bestandeswachstum, der Gegenstand vorliegender Untersuchung ist, befaßten sich bisher nur wenige Untersuchungen (KRAHULEC et al., 1990; LEPŠ und KINDLMANN, 1987), obgleich dieser Zusammenhang sowohl für die forsteinrichtungs- und inventurtechnische Zustandserfassung als auch für die waldwachstumskundliche Zuwachsprognose von erheblicher Bedeutung ist (PAYANDEH, 1974; DE VRIES, 1986).

## 2. ZIEL UND KONZEPT DER UNTERSUCHUNG

Untersuchungsziel ist die Durchleuchtung des Zusammenhangs zwischen Baumverteilungsmuster und Bestandeszuwachs. Insbesondere soll beantwortet werden, wie regelmäßige, zufällige und geklumpte Baumverteilungen, Gassen verschiedener Breite und Richtung, Saum- und Femelstellungen (Abb. 1) auf den Bestandeszuwachs wirken und inwieweit die Waldstruktur in künftigen Prognosemodellen Berücksichtigung finden muß. Zur Klärung dieser Fragen wurden Konkurrenz- und Zuwachsmodele entwickelt, die die Bestandesentwicklung unter verschieden starker Einbeziehung der Struktur einzelbaumweise nachbilden. Diesen Modellen wurde der Bestandesstrukturgenerator STRUGEN (PRETZSCH, 1993) vorgeschaltet, mit dem beliebige, definierte Bestandesstrukturen erzeugt werden können. Indem Zuwachsmodell und Strukturgenerator aneinander gekoppelt und auf der Basis von Fichten-Tannen-Buchen-Bergmischwaldbeständen des Bayerischen Waldes parametrisiert werden, entsteht ein Forschungswerkzeug, das beliebige Baumverteilungsmuster generiert und für Zuwachsberechnungen bereitstellt. Mit ihm kann der Zusammenhang zwischen Baumverteilungsmustern und Zuwachsleistung durchleuchtet werden.

## 3. DATENMATERIAL

*Fichten-Tannen-Buchen-Plenterwaldversuchsfläche Freyung 129 als Datenbasis für die Modellkonstruktion*

Datenbasis für die Parametrisierung und Validierung des Forschungswerkzeuges und für die anschließenden Simulationsläufe bildet eine 1,5 ha große Fichten-Tannen-Buchen-Versuchsfläche im Forstamt Freyung im Bayerischen Wald. Mit 720 m über N.N. in der submontanen Stufe liegend, stockt der Bestand auf einer schwach podsolierten frischen Braunerde mit reichen Skelettanteilen. Bei einem Jahresmittel der Lufttemperatur von ca. 6,5 °C fallen 1200 mm Niederschlag pro Jahr, davon 700 mm während der Vegetationsperiode von Mai bis Oktober.

Die Versuchsfläche ist für die vorliegende Studie besonders geeignet, weil dort nach der Erstaufnahme im Herbst 1980 schon zwei Wiederholungsaufnahmen im Frühjahr 1987 und Herbst 1993 erfolgt sind. Die Aufnahmen umfassen eine Vollerhebung von Durchmesser, Höhe, Kronenansatzhöhe, Kronenradien und eine Einmessung der Stammfußpunkte (PRETZSCH, 1985).

Die Übersicht über die ertragskundlichen Basisdaten (Tab. 1) weist die 3 Versuchsflächen als vorratsreiche, wüchsige Mischbestände aus, in denen die Tanne zahlenmäßig dominiert, die Fichte die obere Höschicht bildet und die Buche als dienende Baumart vorkommt. Besonders nützlich für unsere Studie ist der große Strukturreichtum dieser Versuchsflächen, der sich in Aggregationsindizes  $R$  äußert, die auf den 0,25 ha großen Teilparzellen zwischen 0,8 (= geklumpte) und 1,1 (= zufällig bis regelmäßig verteilt) variieren. Die Häufigkeitsverteilungen von Durchmesser, Höhe, Bekronungsgrad und jährlichem Grundflächenzuwachs (Abb. 2) unterstreichen diese heterogene Bestandesstruktur.

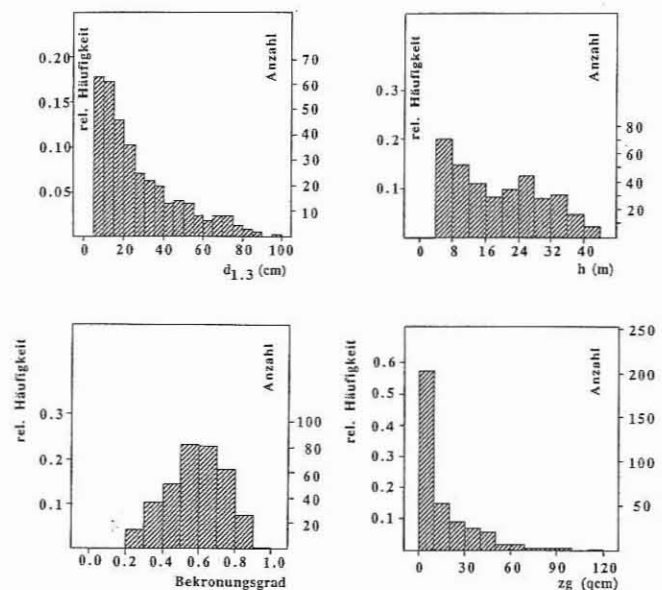


Abb. 2

Häufigkeitsverteilungen von Brusthöhendurchmesser, Höhe, Bekronungsgrad und mittlerem jährlichem Grundflächenzuwachs für die Versuchspartellen Freyung 129/1-3

Frequency distribution of breast height diameter, height, crown ratio and mean annual basal area increment for the test plots Freyung 129/1-3

## 4. KONKURRENZ- UND ZUWACHSMODELLE

### 4.1 Basismodell: Beschreibung der Konkurrenzsituation von Einzelbäumen unter Berücksichtigung ihrer Position

Einen wesentlichen Bestandteil des angestrebten Verbundes aus Strukturgenerator und Zuwachsmodell bildet ein Konkurrenz- und Zuwachsmodell, das den Einzelbaumzuwachs in Abhängigkeit von den Ausgangsdimensionen des Baumes und seiner räumlichen Wuchskonstellation zu Beginn einer Zuwachsperiode schätzt. Soll ein solches Zuwachsmodell für ein breites Spektrum verschiedener Wuchskonstellationen einsetzbar sein, so muß es die Konkurrenzsituation des Einzelbaumes möglichst wirklichkeitsnah beschreiben. Das erfolgte in dem hier entwickelten positionsabhängigen Einzelbaummodell über den Konkurrenzindex KKL, der eine Indikatorgröße für die Kronenkonkurrenz des zu beurteilenden Baumes darstellt, den Konkurrenzindex NDIST, der die Symmetrie, bzw. Asymmetrie der Konkurrenzwirkung auf den Zentralbaum definiert und über den Winkel  $TALPHA$ , der die richtungsmäßige Ausprägung der Konkurrenz angibt.

#### *Maßzahl KKL als Indikatorgröße für die Kronenkonkurrenz*

Zur Berechnung von KKL wird dem zu beurteilenden Baum  $j$  in 60 % der Baumhöhe von unten ein Lichtkegel mit einem Öffnungswinkel von 60 ° aufgesetzt (Abb. 3). Alle Bäume, die mit ihrer Krone in diesen Lichtkegel hineinragen, werden als Konkurrenten betrachtet. Für alle Konkurrenten wird der Winkel  $BETA_{ij}$  berechnet, der zwischen der Grundlinie des Lichtkegels und der Verbindungslinie zwischen Baumspitze des Konkurrenten  $i$  und Kegelspitze von Baum  $j$  aufgespannt wird. Je größer dieser Winkel ist, um so näher steht der Konkurrent dem zu beurteilenden Baum und um so größer ist sein Konkurrenzeinfluß. Indem für alle Konkurrenten dieser Winkel  $BETA_{ij}$  berechnet wird und die sich ergebenden Winkel addiert werden, gelangt man zu dem Konkurrenzindex KKL, einem relativen Maß für die Beschattung des Baumes durch seine Nachbarn. Um zu berücksichtigen, daß nicht nur Entfernung und Höhenrelation der Nachbarn, sondern auch die Größenrelation zwischen Zentralbaum und Nachbarn einen Einfluß auf die

Tab. 1

Übersicht über die wichtigsten ertragskundlichen Basisdaten des Fichten-Tannen-Buchen-Plenterwaldversuches in Freyung (FRY 129) mit den jeweils 0,5 ha großen Parzellen FRY 129/1–3 bei der Aufnahme im Herbst 1993  
Survey on the most important basic yield data of the stand of the spruce-fir-beech plenter wood experiment in Freyung (FRY 129) with the parcels FRY 129/1–3 (0.5 hectares each), registered in autumn 1993

Parzelle	Baumart	Stammzahl (Stk./ha)	Mittelhöhe (m)	Mitteldurchmesser (cm)	Vorrat (VfmD/ha)	Volumenzuwachs (VfmD/ha · a)
1	Fichte	100	34,5	50,9	315	6,7
		28			63	66
	Tanne	238	21,8	25,8	160	3,0
		67			32	29
	Buche	16	26,8	37,9	26	0,5
	5	5			5	
	Gesamt	354			501	10,2
		100			100	100
2	Fichte	144	29,8	38,6	255	5,9
		36			51	56
	Tanne	224	22,7	27,0	173	3,4
		56			35	32
	Buche	32	28,3	42,5	71	1,3
	8	14			12	
	Gesamt	400			499	10,6
		100			100	100
3	Fichte	52	37,4	61,9	249	5,6
		20			42	48
	Tanne	156	28,3	36,1	243	4,4
		60			41	38
	Buche	54	27,2	39,1	96	1,6
	20	17			14	
	Gesamt	262			588	11,6
		100			100	100

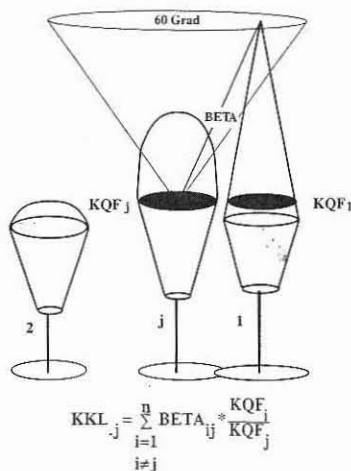


Abb. 3

Die Kronenkonkurrenz KKL wird nach der Lichtkegelmethode unter Berücksichtigung von Baumhöhen- und Kronengrößenrelation zwischen Zentralbaum j und seinen Nachbarn i bestimmt

The crown competition KKL is determined by the light cone method considering the relations of the tree height and the crown size between the central tree j and its neighbours i

Konkurrenzwirkungen haben, werden die berechneten Winkel von Addition mit einem Faktor gewichtet, der sich als Quotient zwischen Kronenquerschnittsfläche der Nachbarn i in Höhe der Kegelspitze  $KQF_i$  und Kronenquerschnittsfläche des Zentralbaumes in Höhe der Kegelspitze  $KQF_j$  darstellt.

$$KKL_j = \sum_{i=1, i \neq j}^n BETA_{ij} \cdot \frac{KQF_i}{KQF_j} \quad (4)$$

mit den Variablenbezeichnungen

$BETA_{ij}$  = Winkel (im Bogenmaß) zwischen der Grundlinie des Lichtkegels von Baum j und der Verbindungslinie von Kegelspitze des Baumes j zum Gipfel seiner Konkurrenten i (vgl. Abb. 3);

$KQF_j, KQF_i$  = Kronenquerschnittsflächen von Zentralbaum j und seinen Konkurrenten i in 60 % der Baumhöhe von Baum j.

Da die Berechnung von KKL auf relativen Dimensionsverhältnissen aufbaut, mißt der Konkurrenzindex die Konkurrenz in Alt- und Jungbeständen mit demselben relativen Maßstab.

*Maßzahl NDIST zur Beschreibung von Symmetrie und Asymmetrie der Konkurrenzwirkung*

Ein gewisser Mangel des Konkurrenzindex KKL besteht darin, daß er die richtungsmäßige Positionierung der Konkurrenten unberücksichtigt läßt. Moderate, aber allseitig ausgeprägte Konkurrenz und intensive, aber einseitig ausgeprägte Konkurrenz (Abb. 4, links bzw. rechts) können zu denselben Konkurrenzwerten KKL führen.

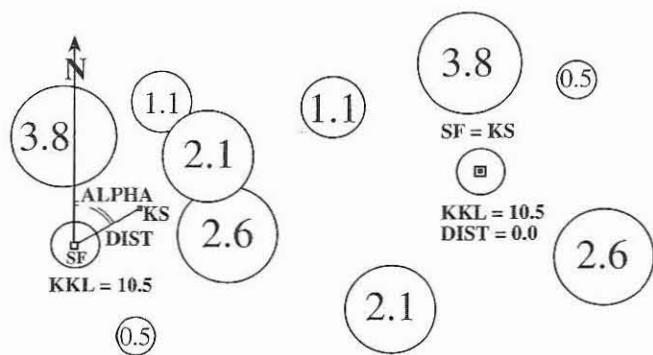


Abb. 4

Auf seine Konkurrenz zu beurteilender Zentralbaum und seine Konkurrenten bei symmetrischer und unsymmetrischer Konkurrenzierung (links bzw. rechts)

The central tree whose competitive situation has to be checked, and its competitors – given a symmetric and an asymmetric competitive situation (left/right)

In beiden Fällen erbringen die auf Abbildung 4 mit ihren KKL-Beiträgen 0,5, 1,1, 2,1, 2,6 und 3,8 dargestellten Konkurrenten des Zentralbaumes (Rechteck) denselben Konkurrenzindex für den Zentralbaum (KKL = 10,5), obwohl sie auf seinen Zuwachs sicherlich unterschiedliche Auswirkungen haben. Starke richtungsmäßige Unterschiede in der Konkurrenzausprägung sollten bei der Erfassung und Nachbildung der Bestandesentwicklung insbesondere im ungleichaltrigen Mischbestand, wo heterogene Strukturen häufig einseitige Konkurrenzierung erbringen, berücksichtigt werden.

Die Symmetrie, bzw. Asymmetrie der Konkurrenzsituation eines Baumes wurde in Anlehnung an PUKKALA (1989) über den Abstand zwischen Stammfußpunkt des zu beurteilenden Baumes (Abb. 4, SF) und Konkurrenzschwerpunkt (KS) der ihn umgebenden Nachbarn beschrieben. Die Distanz zum Konkurrenzszentrum der Nachbarbäume wird in 4 Schritten berechnet:

(1.) Von allen Bäumen, die bei der Bestimmung von KKL als Konkurrenten angesehen worden sind, werden die kartesischen Baumkoordinaten registriert.

(2.) Gestützt auf diese Baumkoordinaten wird ein gewichtetes Mittel der x- und y-Koordinaten berechnet

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n x_i \cdot KKL_{ij}}{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n KKL_{ij}} \quad (5)$$

$$\bar{y}_j = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n y_i \cdot KKL_{ij}}{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n KKL_{ij}} \quad (6)$$

Die Wichtung mit den KKL-Werten der entsprechenden Bäume erfolgte so, daß ein Baum, der als starker Konkurrent anzusehen ist, auch in einem höheren Maße in die Mittelbildung einfließt, als ein schwächerer Baum

$$KKL_{ij} = BETA_{ij} \cdot \frac{KQF_i}{KQF_j} \quad (7)$$

(3.)  $DIST_j$  ergibt sich dann als Abstand zwischen Stammfußpunkt (SF, festgelegt durch  $x_j$  und  $y_j$ ) und Konkurrenzschwerpunkt (KS, festgelegt durch  $\bar{x}_j$  und  $\bar{y}_j$ ) eines Baumes.

$$DIST_j = \sqrt{(x_j - \bar{x}_j)^2 + (y_j - \bar{y}_j)^2} \quad (8)$$

$x_j, y_j$  = Koordinaten des Stammfußpunktes von Baum j (SF)  
 $\bar{x}_j, \bar{y}_j$  = Koordinaten des Konkurrenzschwerpunktes von Baum j (KS)

(4.) Das Abstandsmaß  $DIST_j$  gibt für Baum j die absolute Distanz zwischen Konkurrenzszentrum und Stammfußpunkt an. Wenn Konkurrenzszentrum und Fußpunkt zusammentreffen, so besteht symmetrische, d. h. allseitig ähnliche Konkurrenz ( $DIST_j = 0$ ). Je größer das Abstandsmaß wird, umso einseitiger ist die Konkurrenzierung des Zentralbaumes durch seine Nachbarn. Um die absolute Dimension aus dem Abstandsmaß zu eliminieren, wird es in Beziehung zum mittleren Abstand  $r_j$  gesetzt, den die Bäume innerhalb des durch den Lichtkegel vorgegebenen Suchraums zueinander haben. Bei der Berechnung von  $r_j$  wird auf Formel (3) zurückgegriffen, so daß

$$r_j = \frac{1}{2\sqrt{\frac{M_j}{A_j}}} \quad (9)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$A_j$  = Fläche des durch den Lichtkegel von Baum j vorgegebenen Suchraums;

$M_j$  = Anzahl der Bäume auf der Fläche  $A_j$ .

Gestützt auf die Stammfußkoordinaten aller betrachteten Konkurrenten i und des Zentralbaumes j wird der mittlere Baumabstand der betrachteten Baumgruppe berechnet und zur Eichung des absoluten Abstandsmaßes  $DIST_j$  herangezogen.

$$NDIST_j = \frac{DIST_j}{\frac{1}{2\sqrt{\frac{M_j}{A_j}}}} \quad (10)$$

Mit NDIST steht dann ein relatives Maß für die Symmetrie bzw. Asymmetrie der Konkurrenz eines Baumes für das Zuwachsmodell zur Verfügung, das dimensionsunabhängig ist und in Beständen aller Alters- und Dimensionsbereiche die gleiche Aussagekraft besitzt.

#### Maßzahl TALPHA zur Beschreibung der Richtungsposition des Konkurrenzszentrums

Die Berechnung der Maßzahl TALPHA<sub>j</sub> zur Charakterisierung der richtungsmäßigen Ausprägung der Konkurrenz von Baum j erfolgt in 2 Schritten:

(1.) Zunächst wird der Winkel ALPHA<sub>j</sub> berechnet, den die Verbindungslinien zwischen Fußpunkt (SF) und Nordrichtung (N), sowie Fußpunkt (SF) und Konkurrenzschwerpunkt (KS) von Baum j einschließen (vgl. Abb. 4, rechts).

(2.) Dieser Winkel ALPHA<sub>j</sub> wird in einem 2. Berechnungsschritt nach Formel (11) berechnet,

$$TALPHA_j = \sin(ALPHA_j - 90) + 1 \quad (11)$$

so daß die vorkommenden Winkel zwischen 0 bis 360° auf den Wertebereich von 0 bis +2 abgebildet werden. Ein Wert von TALPHA<sub>j</sub> = 0 zeigt dann eine Lage des Konkurrenzschwerpunktes in Nordrichtung, 1 eine Lage des Konkurrenzschwerpunktes in Ost- oder Westrichtung und 2 eine Lage des Konkurrenzschwerpunktes in Südrichtung an. Das heißt, daß TALPHA<sub>j</sub> bei Lage des Konkurrenzszentrums im Norden des Zentralbaumes, also in einer Richtung in der aufgrund der Sonneneinstrahlungsrichtung am wenigsten Konkurrenzeffekte zu erwarten sind, Werte um 0, in den Richtungen Osten und Westen, bei denen ein moderater Einfluß der Konkurrenzwirkung erwartet wird, Werte um 1, und in Richtung Süden, in der maximaler Konkurrenz einfluß zu erwarten sind, Werte um 2 erbringt.

#### 4.2 Referenzmodell: Abstandsunabhängige Beschreibung der Konkurrenzsituation

Die Konkurrenzindizes KKL, NDIST und TALPHA werden neben den Zustandgrößen des Baumes zu Beginn der Zuwachsperiode zum Aufbau eines positionsabhängigen Zuwachsmodells eingesetzt. Darüberhinaus wurde für Vergleichszwecke ein positionsunabhängiges Einzelbaummodell konstruiert, das das horizontale Baumverteilungsmuster vernachlässigt und sich an einen Ansatz von BIGING und DOBBERTIN (1992) anlehnt.

##### Maßzahl KKB für eine positionsunabhängige Beschreibung der Konkurrenz von Einzelbäumen

Der positionsunabhängige Konkurrenzindex KKB wird wie folgt berechnet:

(1.) In 60 % der Höhe des auf seine Konkurrenzsituation zu beurteilenden Baumes  $j$  wird von allen Bestandesgliedern der Versuchsfläche nach vorgegebenen Kronenformmodellen die Kronenquerschnittsfläche  $KQF$  bestimmt (Abb. 5, schwarze Kreisscheiben).

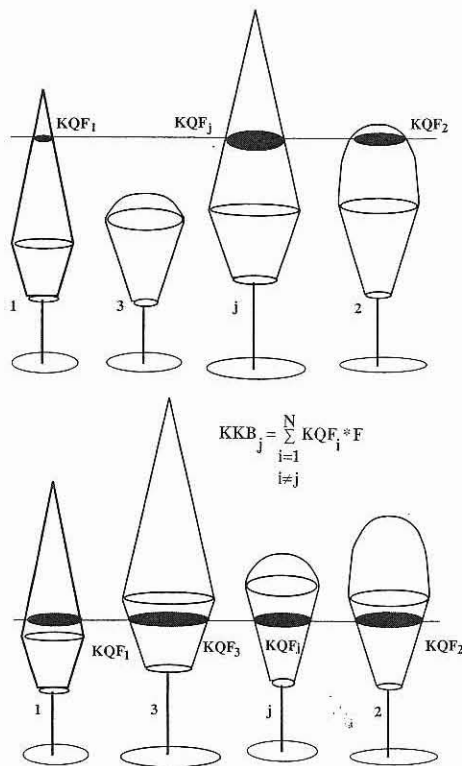


Abb. 5

Bestimmung des positionsunabhängigen Konkurrenzindex KKB für eine herrschende Fichte (oben) und eine zwischen- bis unterständige Buche (unten)

Determination of the position-independent competitive index KKB for a dominant spruce (above) and an intermediate or overtopped beech (below)

(2.) Durch Summation dieser individuellen Kronenquerschnittsflächen und Division durch die Größe der Versuchsfläche

$$KKB_j = \frac{1}{\text{Flächengröße in qm}} \sum_{i=1, i \neq j}^N KQF_i \quad (12)$$

erhalten wir den dimensionslosen Konkurrenzindex KKB. Als Konkurrenten werden also nicht nur, wie bei der Bestimmung von KKL

die unmittelbaren Nachbarn ausgewählt, sondern alle Bestandesglieder. D. h., daß der Index KKB die horizontale Bestandesstruktur vernachlässigt und die relative Position eines Baumes in der Vertikalstruktur des Bestandes anzeigt.

Beispielsweise ergäbe sich für die herrschende Fichte  $j$  (Abb. 5, oben) ein nur geringer KKB-Wert, da in 60 % ihrer Höhe wenige Bestandesglieder geschnitten werden und die entstehenden Kronenquerschnittsflächen relativ klein sind. Demgegenüber erbringt eine zwischen- bis unterständige Buche (Abb. 5, unten) einen hohen KKB-Wert. In 60 % ihrer Baumhöhe werden viele Kronen geschnitten, was Ausdruck eines hohen Konkurrenzdrucks ist. Die Berechnung der Konkurrenzindizes KKL und KKB stützt sich auf die von PRETZSCH (1992) entwickelten Kronenformmodelle für Fichte, Tanne und Buche.

#### 4.3 Wertebereich der Konkurrenzmaßzahlen

Abbildung 6 zeigt, welche Werte die Konkurrenzindizes KKL, ALPHA, NDIST und KKB annehmen und mit welcher Häufigkeit sie auf der 1,5 ha großen Plenterwaldversuchsfläche vertreten sind. Die Häufigkeitsverteilung des Index für die positionsabhängige vertikale Konkurrenz KKL deckt einen breiten Wertebereich ab (KKL = 0 bis 30), hat ein Maximum bei geringen Konkurrenzgraden, weist aber auch einen gewissen Anteil von Bäumen mit extrem hoher Konkurrenz auf. Die Verteilung von ALPHA zeigt, daß Asymmetrien der Konkurrenzwirkung in jeder Himmelsrichtung etwa gleich häufig vorkommen. Die Häufigkeitsverteilung von NDIST unterstreicht, daß im Plenterwald Bäume mit deutlich unsymmetrischer Konkurrenzeinwirkung dominieren. Erwartungsgemäß ist der Konkurrenzindex KKB, weil er die Konkurrenzsituation der Einzelbäume nur anhand ihrer relativen Position in der Vertikalstruktur des Gesamtbestandes charakterisiert, weniger reagibel, bildet die Konkurrenz auf einen kleineren Wertebereich ab und vermag auch extreme Werteausprägungen, die das Charakteristikum von Plenterwäldern ausmachen, nicht abzubilden.

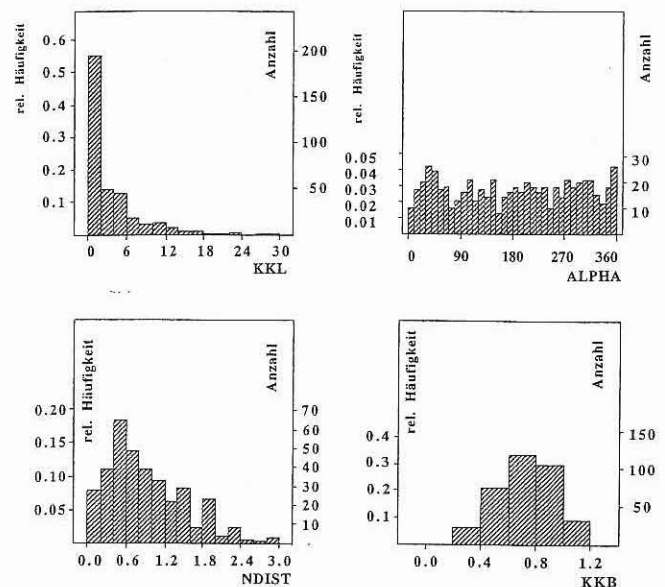


Abb. 6

Häufigkeitsverteilungen der Konkurrenzindizes KKL, ALPHA, NDIST und KKB für die Bäume auf den Versuchspartellen Freyung 129/1, 2 und 3

Frequency distributions of the competitive indices KKL, ALPHA, NDIST and KKB for the trees on the test plots Freyung 129/1, 2 and 3

#### 4.4 Aufbau und Parametrisierung des Zuwachsmodells

Aufbauend auf den vorgestellten ertragskundlichen Meßgrößen und den Konkurrenzindizes wurden für die Schätzung des jährlichen Grundflächenzuwachses  $z_g$  für Fichte, Tanne und Buche jeweils 3 Modelle entwickelt:

Modell 1: (13)

$$\ln(z_g) = a_0 + a_1 \cdot \ln(H) + a_2 \cdot BG + a_3 \cdot \ln(KKL + 0,1) + a_4 \cdot NDIST + a_5 \cdot TALPHA$$

Modell 2: (14)

$$\ln(z_g) = b_0 + b_1 \cdot \ln(H) + b_2 \cdot BG + b_3 \cdot \ln(KKB + 0,1)$$

Modell 3: (15)

$$\ln(z_g) = c_0 + c_1 \cdot \ln(H) + c_2 \cdot BG$$

mit den Variablenbezeichnungen

$z_g$  = jährlicher Grundflächenzuwachs,  
 $H$  = Baumhöhe zu Beginn der Zuwachsperiode und  
 $BG$  = Bekronungsgrad (Kronenlänge/Baumhöhe).

Modell 1 bezieht die positionsabhängigen Konkurrenzindizes  $KKL$ ,  $NDIST$  und  $TALPHA$  mit ein, strebt also eine besonders wirklichkeitsnahe Einschätzung der räumlichen Wuchskonstellation des Einzelbaumes an. Modell 2 stützt sich auf den positionsunabhängigen Konkurrenzindex  $KKB$ . Zu Vergleichszwecken wurde außerdem ein Modell 3 berechnet, das ähnlich wie Modell 1 und Modell 2 aufgebaut ist, den Grundflächenzuwachs aber ohne Berücksichtigung der Konkurrenzsituation des Baumes prognostiziert. Für die 3 Modelle wurden die Parameter  $a_0$  bis  $a_5$ ,  $b_0$  bis  $b_3$  und  $c_0$  bis  $c_2$  mit dem Datensatz der 1,5 ha großen Versuchsparzelle regressionsanalytisch bestimmt, wobei eine 0,25 ha große Teilfläche zu Validierungszwecken ausgespart wurde. Bei dieser Teilfläche

handelt es sich um einen besonders strukturreichen Bestandesauschnitt ( $R = 0,8830$ ). Die Basis waren dann 111 Fichten, 224 Tannen und 31 Buchen, von denen die Ausgangsdimension im Jahr 1980 sowie die Konkurrenzsituation und der mittlere jährliche Grundflächenzuwachs in dem 13jährigen Wachstumszeitraum von 1980 bis 1993 für die Parametrisierung eingesetzt wurden.

Die multiple lineare Regressionsanalyse erbrachte Bestimmtheitsmaße, die bei der Fichte von Modell 1 zu Modell 3 von 0,88 auf 0,82, bei der Tanne von 0,68 auf 0,46 und bei der Buche von 0,52 auf 0,28 zurückgehen (Tab. 2). Die Überlegenheit des positionsabhängigen Modells 1 wird besonders deutlich, wenn wir den mittleren quadratischen Fehler (MSE) der Modelle 1, 2 und 3 vergleichen (Abb. 7):

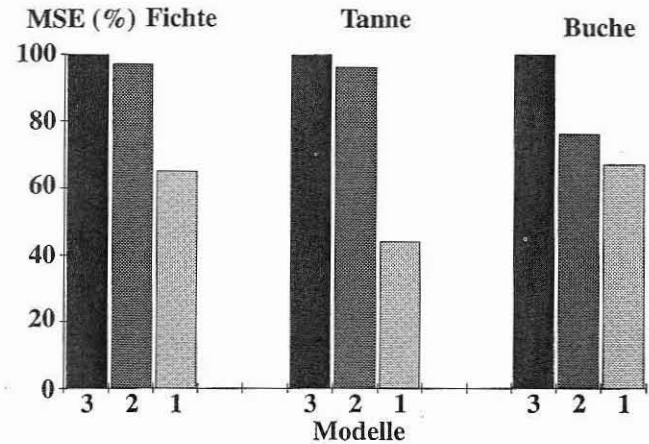


Abb. 7

Abnahme des mittleren quadratischen Fehlers von Modell 3 zu Modell 1 (Modell 3 = 100 %)

Decrease of the mean square error from model 3 to model 1 (model 3 = 100 %)

Tab. 2

Parameter und statistische Kennwerte für die positionsabhängigen und positionsunabhängigen Grundflächenzuwachsmodele für Fichte, Tanne und Buche im Vergleich

Parameters and statistical values for the position-dependent and the position-independent basal area increment models for spruces, firs and beeches to be compared

Modell	Baumart	n	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	B	MSE
1	Fichte	111	-2,237*** 0,424	1,106*** 0,114	2,603*** 0,421	-0,112* 0,036	0,229*** 0,065	-0,129* 0,065	0,876***	0,190
	Tanne	224	0,754* 0,351	0,230* 0,117	0,785** 0,254	-0,369*** 0,041	0,262*** 0,064	-0,112* 0,051	0,681***	0,355
	Buche	31	-0,030 1,623	0,300 0,396	1,775* 0,969	-0,340*** 0,120	0,205 0,252	0,042 0,140	0,519***	0,254
Modell	Baumart	n	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$			B	MSE
2	Fichte	111	-2,411*** 0,468	1,210*** 0,159	2,148*** 0,460	-0,598* 0,292			0,826***	0,286
	Tanne	224	-1,546*** 0,411	0,755*** 0,206	1,275** 0,433	-1,599** 0,500			0,481***	0,782
	Buche	31	-0,574 1,414	0,237 0,400	1,839 1,007	-3,533** 1,127			0,470***	0,287
Modell	Baumart	n	$c_0$	$c_1$	$c_2$				B	MSE
3	Fichte	111	-3,043*** 0,358	1,505*** 0,069	2,249*** 0,464				0,819***	0,294
	Tanne	224	-2,416*** 0,314	1,310*** 0,113	1,054* 0,437				0,457***	0,815
	Buche	31	-1,758 1,563	1,094** 0,334	1,562 1,150				0,277	0,377

Setzen wir den mittleren quadratischen Fehler von Modell 3 gleich 100 % und betrachten die Fehlerabnahme von Modell 3 zu Modell 1, so ist zu erkennen, daß der eigentliche Schritt zur Verbesserung der Prognosegenauigkeit beim Übergang zu Modell 1 eintritt, das die Baumposition in die Zuwachsschätzung mit einbezieht. Demgegenüber ist der Unterschied der mittleren quadratischen Fehler zwischen Modell 2 und Modell 3 nur gering.

#### 4.5 Validierung des Zuwachsmodells

Werden zur Modellvalidierung mit den Modellen 1 und 2 die Bestandesgrundflächenzuwächse für 0,25 ha große Ausschnitte der Versuchsfläche berechnet und mit den wirklichen Bestandesgrundflächenzuwächsen dieser Teilflächen verglichen, so ergibt sich folgendes Bild (Abb. 8): Auf den betrachteten Teilflächen – dazu gehört auch die zur Validierung aus dem Parametrisierungsdatensatz ausgesparten Fläche 1 (schraffiert) – liegen die mit dem positionsabhängigen Modell 1 geschätzten Grundflächenzuwächse relativ nah an der Wirklichkeit. Demgegenüber betragen die Zuwachsfehler, die sich bei Anwendung des positionsunabhängigen Modells 2 ergeben bis zu 50 %. So wird der Zuwachs der für die Validierung vorgesehenen Fläche 1 von Modell 1 um 7 % und von Modell 2 um 40 % überschätzt. Im Vergleich zu anderen Untersuchungen (BIGING und DOBBERTIN, 1992; PUKKALA, 1989) sind die Bestimmtheitsmaße der Zuwachsmodele hoch.

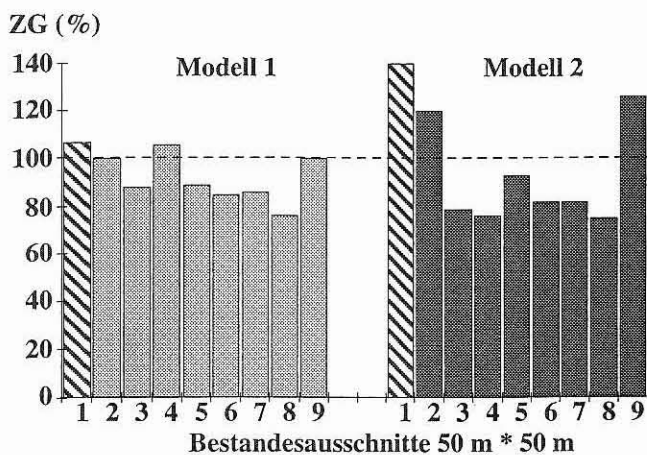


Abb. 8

Wirklicher Bestandesgrundflächenzuwachs (= 100 %) und mit den Modellen 1 (links) und 2 (rechts) prognostizierter Bestandesgrundflächenzuwachs im Vergleich. Wirklichkeit und Prognose des Bestandesgrundflächenzuwachses auf Bestandausschnitt 1 (schraffiert), unterscheiden sich bei Modell 1 um 8 % und bei Modell 2 um etwa 40 %

Real basal area increment of the stand (= 100 %) and predicted basal area increment of the stand by comparing model 1 (left) to model 2 (right). Reality and prediction of the basal area increment on stand section 1 (hatched sector), differ by 8 % (model 1) and about 40 % (model 2)

#### 5. STRUKTURGENERATOR

Mit dem Strukturgenerator STRUGEN wurde ein erster pragmatischer Lösungsweg dafür vorgezeichnet, wie aus verbalen Strukturbefunden (z. B. Einzel-, Trupp- und Gruppenmischung oder Femel-, Rotten- und Saumstruktur) räumliche Bestandesstrukturen erzeugt werden können, die in ihren dynamikprägenden Strukturmerkmalen gut mit den wirklichen Beständen übereinstimmen (PRETZSCH, 1993).

Angenommen, die auf Abbildung 9 dargestellte Stammzahldurchmesserverteilung einer 2-Arten-Mischung soll auf eine Testfläche ausgebracht werden, dann werden alle Bäume dieser Durchmesser- verteilung mit zufälligen, uniform verteilten x- und y-Koordinaten versehen, die als „Punktregen“ auf die Fläche fallen. Ausgangspunkt des Generators ist also ein homogener POISSON-Prozeß. Zur Erzeugung bestimmter Verteilungsmuster werden die zufalls- verteilten Punkte mit positionsabhängigen Wahrscheinlichkeiten als Stammfußpunkte akzeptiert. Diese verschiedenen Wahrscheinlichkeiten, die über Akzeptanz und Zurückweisung der Punkte entscheiden, werden über die Funktionen  $Z_C(x, y)$  und  $Z_D(x, y)$  gesteuert (Abb. 9, Filter 1 und 3), d. h. die Punkte müssen erst Filter passieren, die die Makrostruktur des Bestandes herstellen (z. B. Femelstruktur, Rottenstruktur, Ausprägung von Gassen und Säumen). Von diesen durch die Filter „durchgefallenen“ Punkten werden nun nur die als Stammfußpunkte angenommen, die bestimmte Mindestabstände zu bereits akzeptierten Nachbarbäumen haben. D. h. bevor ein Punkt endgültig als Stammfußpunkt akzeptiert wird, muß er durch einen zweiten Filter, der die arttypische Individualdistanz zwischen benachbarten Bäumen sicherstellt (Filter 2 und 4), gelangen. Dieser Prozeß des „Ausstreuens“ wird so lange wiederholt, bis die gesamte Durchmesser- verteilung abgearbeitet ist. Der Strukturgenerator besteht demnach aus einem inhomogenen POISSON-Prozeß, der die Makrostruktur erzeugt, und einem hard-core-Prozeß, der die Mindestabstände zwischen Nachbarn sicherstellt (LEPŠ und KINDLMANN, 1987; TOMPPU, 1986). Sind alle Bäume der Durchmesser- verteilung auf der Testfläche ausgebracht, so steht die Testfläche für Berechnung mit dem Grundflächenzu- wachsmodele zur Verfügung.

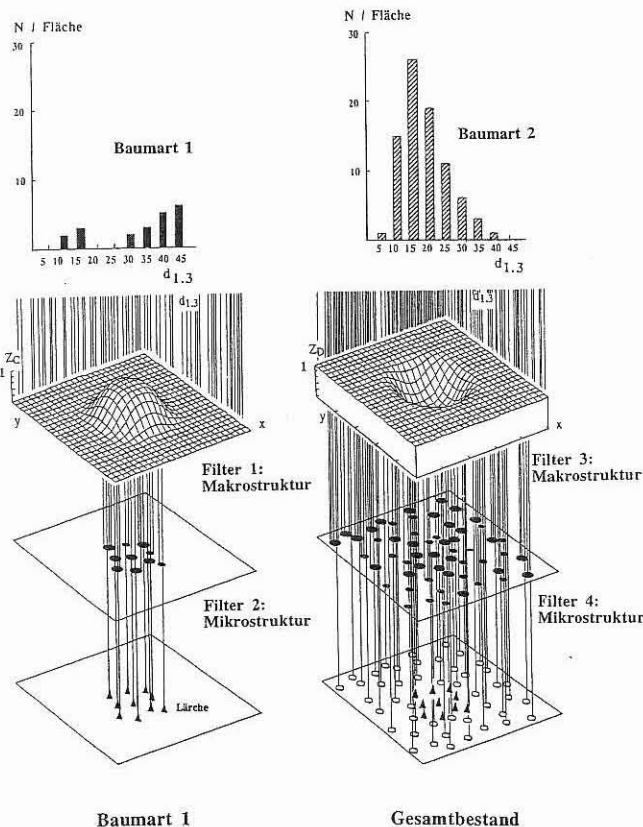


Abb. 9

Funktionsprinzip des Strukturgenerators STRUGEN (PRETZSCH, 1993)

Functional principle of the stand structure generator STRUGEN (PRETZSCH, 1993)



## 6. SIMULATIONSSTUDIEN ZUM ZUSAMMENHANG ZWISCHEN STRUKTUR UND ZUWACHS

Mit dem Verbund aus Strukturgenerator und Grundflächenzuwachsmodell lassen sich Simulationsstudien zum Zusammenhang zwischen Bestandesstruktur und Zuwachsleistung anstellen. In einem 1. Schritt werden die Baumdimensionen einer Testfläche als Datenbasis eingelesen. Bei der folgenden Simulationsstudie wurden hierfür die Einzelbaumwerte von der 0,25 ha großen Teilfläche 2 verwendet (Abb. 8). In einem 2. Schritt werden dann die Regeln für den gewünschten Strukturierungsprozeß festgelegt. Das erfolgt über einen Satz von Filterfunktionen, die die Makrostruktur einstellen und über die Vorgabe bestimmter Stammabstandsfunktionen, mit denen die Feintextur gesteuert werden kann. In einem 3. Schritt erzeugt der Strukturgenerator die gewünschte Baumverteilung, für die dann mit dem Grundflächenzuwachsmodell einzelbaumweise die individuellen Grundflächenzuwächse berechnet werden, aus denen sich durch Summation der Bestandesgrundflächenzuwachs ergibt. Nachdem in einem 4. Schritt die Ergebnisse des Strukturierungsprozesses und der Grundflächenzuwachsprognose in Form von Kronenkarten, Aufrißzeichnungen, Strukturindizes, Einzelbaumzuwächse und Bestandesgrundflächenzuwächse ausgegeben worden sind, kann der Rechengang wiederholt werden, so daß in einem Simulationszyklus beliebig viele zuvor definierende Strukturen erzeugt und auf ihren Zuwachs durchleuchtet werden können.

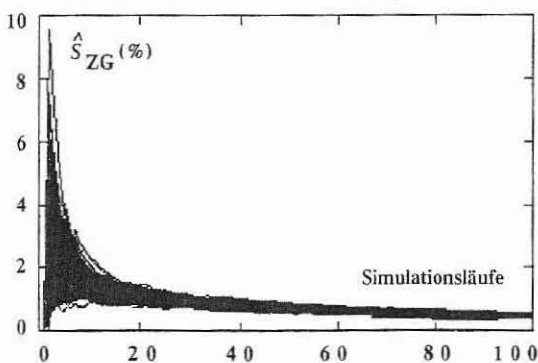
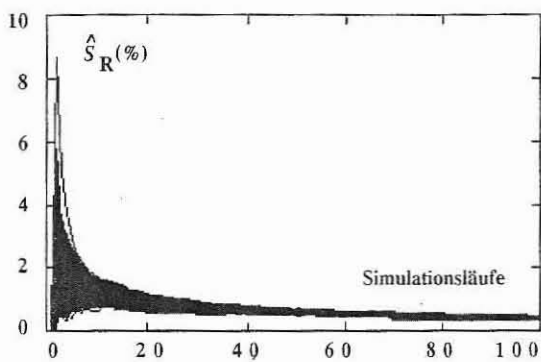


Abb. 10

Stabilisierung der prozentischen Standardfehler des Aggregationsindex  $\hat{S}_R$  (%) (oben) und des Bestandesgrundflächenzuwachses  $\hat{S}_{ZG}$  (%) (unten) bei Zunahme der Anzahl von Simulationsläufen von  $n_{SIMZAHL} = 1$  bis 100

Stabilization of the percental standard errors of the aggregation index  $\hat{S}_R$  (%) (above) and the basal area increment of the stand  $\hat{S}_{ZG}$  (%) (below) by raising the number of simulation runs from  $n_{SIMZAHL} = 1$  to 100

Eine mehrfache Wiederholung der Prognoseläufe für definierte Strukturen ist deshalb wichtig, weil der Strukturgenerator mit Zufallszahlen arbeitet und erst nach einer ganzen Serie von Simulationsläufen für ein und dieselbe Struktur stabile Mittelwerte sowie Standardfehler über die zu erwartenden Zuwächse, Verteilungsindizes usw. angegeben werden können. Abbildung 10 zeigt beispielsweise die Stabilisierung des prozentischen Standardfehlers der vom Generator erzeugten Strukturindizes (links) und der Bestandesgrundflächenzuwächse (rechts) mit zunehmender Anzahl von Simulationsläufen. Der in Formel (16) dargestellte Rechengang zur Bestimmung des mittleren prozentischen Standardfehlers für den Aggregationsindex von CLARK und EVANS (1954)

$$\hat{S}_R (\%) = \frac{S_R}{\bar{R}} \cdot 100 = \frac{\text{Standardabweichung } R}{\sqrt{n_{SIMZAHL}} \cdot \bar{R}} \cdot 100 = \frac{\text{Standardabweichung } R}{\text{Mittlerer Aggregationsindex}} \cdot 100 \quad (16)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$S_R$  = Standardabweichung der Aggregationsindizes aus einer Serie von Simulationsläufen;  
 $n_{SIMZAHL}$  = Anzahl der durchgeführten Simulationsläufe;  
 $\bar{R}$  = mittlerer Aggregationsindex aus  $n_{SIMZAHL}$  Simulationsläufen.

wurde auch der Berechnung des prozentischen Standardfehlers für den Bestandesgrundflächenzuwachs  $\hat{S}_{ZG}$  (%) aus einer Serie von Simulationsläufen zugrundegelegt. Abbildung 10 liegen 10 000 Simulationsläufe mit Verteilungsmustern zugrunde, die von streng regelmäßiger Verteilung bis zu stark geklumptem Auftreten der Bäume infolge von Rotten-, Gassen-, Saum- und Femelstruktur reichen können. Beim Aggregationsindex (links) und beim Bestandesgrundflächenzuwachs (rechts) erbringt die Mitteilung der Resultate von 50 Simulationsläufen prozentische Standardfehler ( $\hat{S}_R$  (%) bzw.  $\hat{S}_{ZG}$  (%)), die immer unter 1 % liegen. Wenn bei den folgenden Simulationsläufen  $n_{SIMZAHL} = 100$  Testläufe pro Strukturvariante durchgeführt wurden, so liegen wir in einem Sicherheitsbereich, der Mittelwerte von Zuwächsen und Aggregationsindizes erbringt, die mit Standardfehlern unter 1 % behaftet sind.

*Bestandesgrundflächenzuwachs beim Übergang von regelmäßigen zu zufälligen und geklumpten Baumverteilungsmustern*

Zur Prüfung der Frage, wie sich der Bestandesgrundflächenzuwachs beim Übergang von regelmäßigen zu zufälligen und geklumpten Baumverteilungsmustern (Abb. 1, oben, von links nach rechts) verändert, wurden für den 0,25 ha großen Bestandesauschnitt 2 (Abb. 8) mit dem Strukturgenerator durch 100 verschiedene Einstellungen der Filterfunktionen Baumverteilungen erzeugt, die von streng regelmäßiger Verteilung ( $R = 1,5$ ) bis zu stark geklumpter Verteilung ( $R = 0,2$ ) reichen. Für jedes dieser 100 Baumverteilungsmuster wurde mit dem Zuwachsmodell der Bestandesgrundflächenzuwachs ( $qm/ha$  und Jahr) bestimmt. Auf diese Weise gelangen wir zu dem auf Abbildung 11 dargestellten Zusammenhang zwischen Aggregationsindex  $R$  und Grundflächenzuwachs  $ZG_{rel}$ . Als Ergebnis aus 10 000 Simulationsläufen (jede Struktur wird mit  $n_{SIMZAHL} = 100$  Läufen abgedeckt) ergibt sich ein klarer Zusammenhang zwischen Aggregationsindex und relativem Grundflächenzuwachs. Der maximale Bestandesgrundflächenzuwachs ( $ZG_{rel} = 1,0$ ) wird bei regelmäßiger Verteilung der Bestandesglieder erzielt, bei zufälliger Baumverteilung ( $R = 1,0$ ) werden ca. 95 % des maximalen Zuwachses erreicht. Ab Aggregationsindizes von  $R = 0,9$  sinkt der Grundflächenzuwachs nahezu linear ab.

*Zusammenhang zwischen Gassenbreite und Bestandesgrundflächenzuwachs*

Auch die Simulationsläufe zur Untersuchung des Effekts der Gassenbreite auf den Bestandesgrundflächenzuwachs (Abb. 1, Mitte)

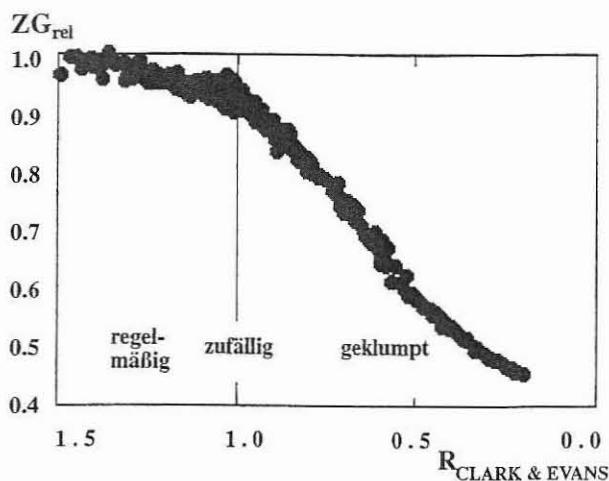


Abb. 11

Zusammenhang zwischen Aggregationsindex R und dem relativen Bestandesgrundflächenzuwachs  $ZG_{rel}$  nach den Ergebnissen von 10 000 Simulationsläufen mit verschiedenen, von regelmäßiger bis stark geklumpter Struktur reichenden Baumverteilungsmustern

Correlation between the aggregation index R and the relative basal area increment of the stand  $ZG_{rel}$  according to the results gained in 10 000 simulation runs with different spatial patterns, ranging from regular to highly clustered structure

dürfte mit dem positionsabhängigen Grundflächenzuwachsmodell wirklichkeitsnahe Werte erbringen, da dieses Modell Symmetrie bzw. Asymmetrie der Konkurrenzsituation, wie sie an Gassenrändern gegeben ist, berücksichtigt. Mit dem Simulator wurden in 1-m-Schritten Gassenbreiten von 0 m bis 50 m generiert und dann für jede dieser 50 Strukturvarianten wiederum jeweils  $n_{SIMZAHL} = 100$  Simulationsläufe durchgeführt. Aggregationsindex R und Bestandesgrundflächenzuwachs sinken bei Vergrößerung der Gassenbreite fast linear ab (Abb. 12). Schon bei einer geringen Öffnungsweite bedeutet jede weitere Verbreiterung der Gasse einen echten Verlust an Produktionsfläche, da die randständigen Bäume diesen Verlust nur begrenzt kompensieren können.

#### Einfluß verschiedener Saumrichtungen auf den Grundflächenzuwachs

Aus Abbildung 13 geht die Wirkung eines 15 m breiten Saumes im Süden, Norden, Osten und Westen der Versuchsfläche (Abb. 1, unten, links und Mitte) und die Stabilisierung des Zuwachsmittelwertes mit zunehmender Anzahl von Simulationsläufen ( $n_{SIMZAHL} = 1$  bis 100) hervor. Da das für diese Berechnung verwendete Modell 1 Richtungseffekte der Konkurrenz berücksichtigt, vermag es wirklichkeitsnah für den Südsaum die höchsten Zuwachswerte, für den Nordsaum die niedrigsten Zuwachswerte und für Ost- und Westsaum mittelhohe Zuwachswerte zu prognostizieren. Die Unterschiede im Bestandesgrundflächenzuwachs zwischen nördlicher und südlicher Saumführung betragen circa 7 %.

#### Einfluß verschiedener Femellochgrößen auf den Bestandesgrundflächenzuwachs

Zur Untersuchung der Frage, wie sich verschiedene Femellochgrößen auf den Bestandesgrundflächenzuwachs auswirken, wurden in 1-m-Schritten vorgehend, mit dem Strukturgenerator STRUGEN Femellocher mit Durchmesser von 0 m bis 50 m erzeugt (Abb. 1, unten, rechts). Jede Strukturvariante wurde wieder mit  $n_{SIMZAHL} = 100$  Simulationsläufen abgedeckt. Für die verschiedenen Femellochdurchmesser und die entsprechenden Aggregationsindizes gibt Abbildung 14 Zuwachsmittelwerte (gestrichelte Linie)

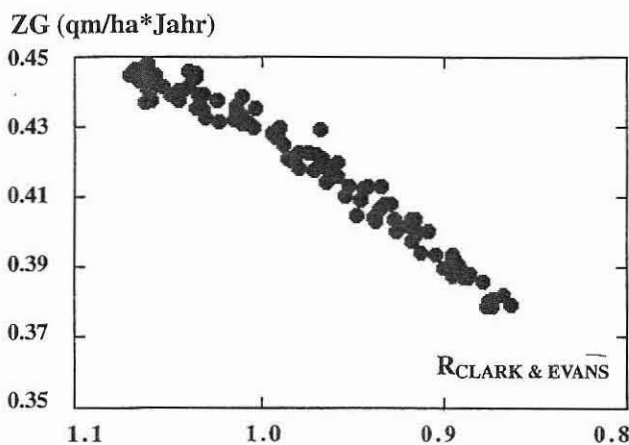
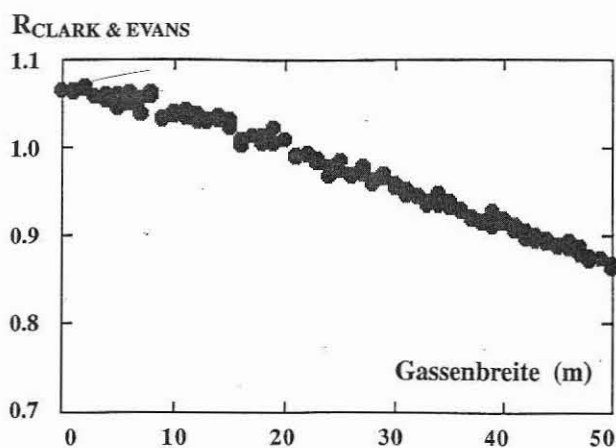


Abb. 12

Zunahme des Aggregationsindex R bei Vergrößerung der Gassenbreite (oben) und Bestandesgrundflächenzuwachs bei zunehmender, durch Gassenverbreiterung verursachter Klumpung (unten)

Increase of the aggregation index R by extending the log trail width (above) and basal area increment of the stand by increasing the clustering, caused by an extension of the log trail width (below)

und Standardfehler (durchgezogene Linien) der jeweils 100 Simulationsläufe an. Aufgrund des großen Randeffectes der Femellocher nimmt der Zuwachs mit zunehmender Größe des Femelloches nur allmählich ab. In einem gewissen Umfang können die Randbäume den durch das Femelloch hervorgerufenen Verlust an Produktionsfläche kompensieren. Erst bei größeren Femellochdurchmessern sinkt der Zuwachs linear ab. Das entspricht der Erfahrung, daß Bestände bei stärkerer Auflichtung den Verlust an Produktionsfläche und Produktionsträgern durch Mehrzuwachs begünstigter Bäume kompensieren können (ASSMANN, 1961).

#### 7. BEDEUTUNG DES STRUKTURASPEKTES BEI DER WALDWACHSTUMSMODELLIERUNG MIT EINZELBAUMMODELLEN

Die Simulationsergebnisse zeigen, daß die Bestandesstruktur selbst in unseren eher homogen aufgebauten Wirtschaftswäldern einen erheblichen Einfluß auf den Bestandeszuwachs ausübt. Dieser zuwachsprägende Effekt der Struktur nimmt in naturnah belassenen Beständen, in Plenterwäldern, in Verjüngungsbeständen, in Beständen mit Rottenstruktur, Reihen- oder Gruppendurchforstung und in anderen strukturreichen Bestandesaufbauformen weiter zu. Positionsabhängige Prognosemodelle, also Ansätze wie Modell 1, kön-

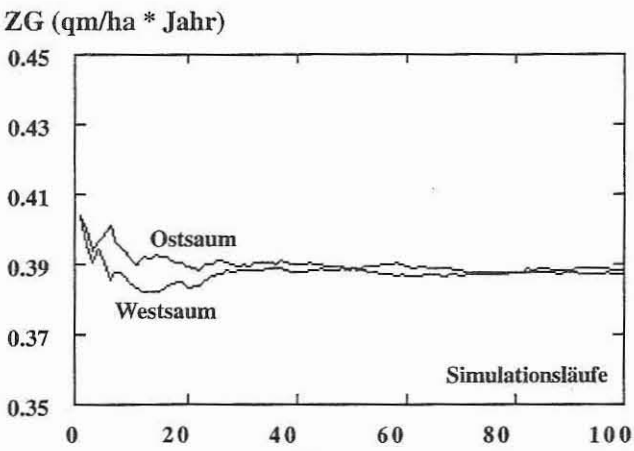
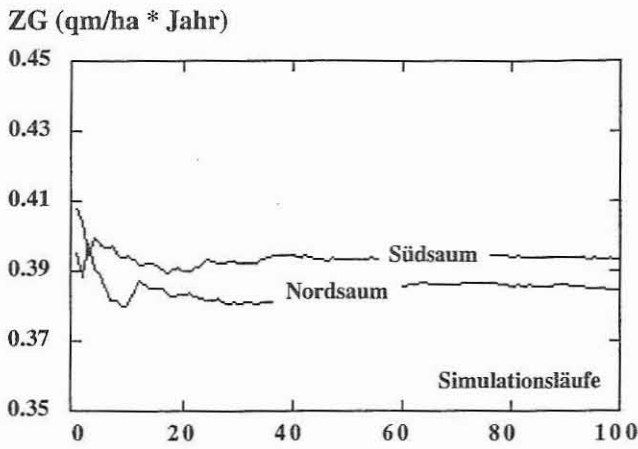


Abb. 13

Wirkung eines 15 m breiten Saumes im Süden und Norden der Versuchsfläche (oben) sowie im Osten und Westen der Versuchsfläche (unten) auf den Bestandesgrundflächenzuwachs  
 The effect of a border 15 m in width in the southern and northern part of the experimental area (above) and in the eastern and western section of the experimental area (below) on the basal area increment of the stand

nen die Wechselwirkung zwischen Bestandesstruktur und Zuwachs berücksichtigen und lassen in heterogenen Beständen eine Überlegenheit gegenüber positionsunabhängigen Modellen erwarten.

Zur Klärung der Frage, mit welchen Zuwachsfehlern bei Außerachtlassung der Bestandesstruktur durch Anwendung positionsunabhängiger Modellansätze zu rechnen ist, wurden aus der 1,5 ha großen Versuchsfläche systematisch 30 jeweils 0,16 ha große Ausschnitte für Testrechnungen ausgewählt. Für diese Flächenausschnitte wurden der Aggregationsindex R und der wirkliche Bestandesgrundflächenzuwachs berechnet sowie die nach Modell 1 (positionsabhängig) und Modell 2 (positionsunabhängig) zu erwartenden Zuwächse bestimmt. Die Ergebnisse dieser Untersuchung zeigt Abbildung 15, auf der die mit den Modellen 1 (Punkte) und 2 (Ringe) prognostizierten Bestandesgrundflächenzuwächse im Vergleich zum wirklichen Bestandesgrundflächenzuwachs der entsprechenden Flächen (100 %) aufgetragen sind. Die Ausgleichskurven für Modell 1 und Modell 2 über den entsprechenden Aggregationsindizes von 1,1 (regelmäßige Verteilung) bis 0,8 (geklumpte Verteilung) bringen folgendes zum Ausdruck: Im Vergleich zum wirklichen Bestandesgrundflächenzuwachs (= 100 %) erbringt das positionsunabhängige Modell 2 bei regelmäßigen Verteilungsmustern wirklichkeitsnahe Werte, bei unregelmäßigen und geklumpten Verteilungsmustern aber Zuwachswerte, die bis zu 80 % über der Wirklichkeit

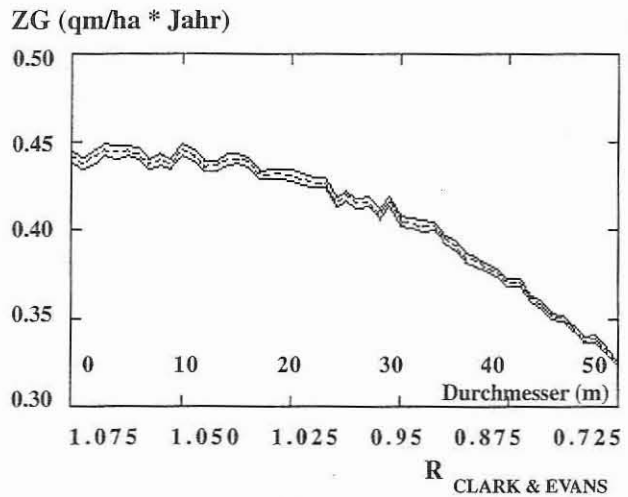


Abb. 14

Effekt zunehmender Femellochgröße auf den Mittelwert (gestrichelte Linie) und Standardfehler des Bestandesgrundflächenzuwachses (durchgezogene Außenlinien) aus jeweils 100 Simulationsläufen, prognostiziert mit dem Modell 1

Effect of the increase of the selection cutting gap on the mean (dotted line) and standard error (continuous boundary lines) of the basal area increment of the stand, predicted from 100 simulations runs by model 1

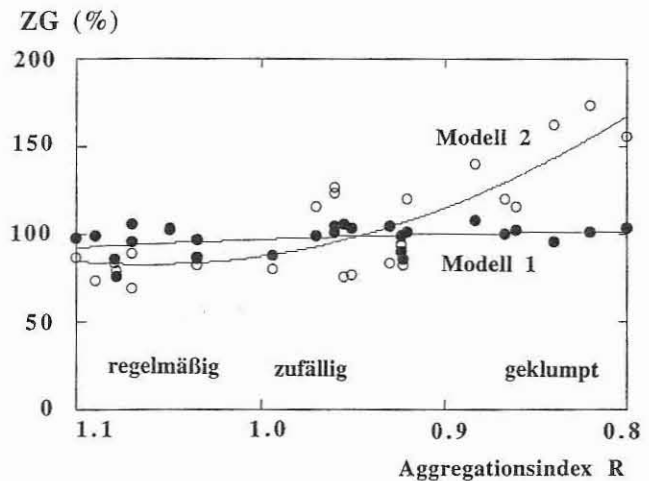


Abb. 15

Prognosegenauigkeit des positionsabhängigen Modells 1 (Punkte) und des positionsunabhängigen Modells 2 (Ringe) beim Einsatz in verschiedenen stark strukturierten Beständen

Predictive exactness of the position-dependent model 1 (points) and of the position-independent model 2 (rings) in stands of different structure intensities

liegen. Das Modell 1 liefert dagegen im gesamten Wertebereich der Aggregationsindizes, d. h. von  $R = 1,1$  bis  $0,8$  relativ genaue Zuwachsprognosen, die maximal 10 % von der Wirklichkeit abweichen.

Aus diesem Modellvergleich ergibt sich eine wichtige Konsequenz: In homogen aufgebauten Beständen kann der Bestandesgrundflächenzuwachs durch positionsunabhängige und positionsabhängige Modelle mit etwa gleicher Genauigkeit geschätzt werden. Beim Übergang zu heterogenen Bestandesstrukturen, in denen geklumpfte Baumverteilungsmuster vorkommen, verlieren dagegen positions-

unabhängige Einzelbaummodelle sehr schnell ihre Gültigkeit. Für den Aufbau einer neuen Generation von Wachstumsmodellen, die für ein breites Spektrum von Bestandesaufbauformen, Mischungsformen, Verjüngungsverfahren und Durchforstungsmaßnahmen einsetzbar sein soll, ist vor diesem Hintergrund von vornherein ein positionsabhängiger Einzelbaummodellansatz anzustreben. Dieser muß sicher nicht so detaillierte Konkurrenzinformationen enthalten, wie sie Modellansatz 1 in Form der Indizes KKL, NDIST und TALPHA berücksichtigt, sollte aber zumindest positionsabhängig das nachbarliche Umfeld der in ihrem Wachstumsgang fortzuschreibenden Bäume charakterisieren.

## 8. ZUSAMMENFASSUNG

Durch Kopplung eines flexiblen einzelbaumorientierten Zuwachsmodells mit einem Strukturgenerator wird ein Simulationswerkzeug entwickelt, mit dem ein breites Spektrum von Bestandesstrukturen erzeugt und in den strukturtypischen Zuwachsreaktionen analysiert werden kann. Für die Zuwachsprognose wird ein positionsabhängiges, einzelbaumorientiertes Grundflächenzuwachsmodell ausgearbeitet, das die Kronenkonkurrenz (KKL), die Symmetrie bzw. Asymmetrie der Konkurrenzwirkung (NDIST) und die richtungsmäßige Positionierung der Konkurrenten (TALPHA) als Erklärungsgrößen einbezieht und bis zu 87 % der individuellen Grundflächenzuwachsvariationen in stark strukturierten ungleichaltrigen Mischbeständen zu erklären vermag (Modell 1). Zum Vergleich werden ein positionsunabhängiges Grundflächenzuwachsmodell, in dem der Konkurrenzindex KKB die Konkurrenzsituation der Einzelbäume nur anhand der relativen Position in der Vertikalstruktur charakterisiert (Modell 2) und ein Modell ohne Berücksichtigung von Konkurrenzeffekten (Modell 3) entwickelt.

Indem Zuwachsmodell und Strukturgenerator aneinander gekoppelt und auf der Basis von Fichten-Tannen-Buchen-Mischbeständen des Bayerischen Waldes parametrisiert werden, entsteht ein Forschungswerkzeug, mit dem sich untersuchen läßt, wie regelmäßige Baumverteilung, zufällige Baumverteilung, geklumpfte Baumverteilung, Gassen verschiedener Breite und Richtung, Saum- und Femelstellungen auf den Bestandeszuwachs wirken. Durch eine größere Serie von Simulationsläufen kann nachgewiesen werden, daß regelmäßige Verteilungen zumeist die höchsten Zuwächse erbringen, der Übergang zu einer zufälligen Baumverteilung nur geringe Zuwachseinbußen verursacht und eine stärkere Klumpung der Baumpositionen einen fast linearen Zuwachsabfall nach sich zieht.

Eine wichtige Schlussfolgerung der Untersuchung besteht darin, daß positionsunabhängige Prognosemodelle bei eher regelmäßigen Baumverteilungsmustern zu ähnlichen Bestandeszuwächsen gelangen wie positionsabhängige. Mit zunehmender Klumpung verlieren positionsunabhängige Zuwachsmodelle aber ihre Gültigkeit und erbringen gravierende Fehleinschätzungen des Bestandeszuwachses.

## 9. Summary

Title of the paper: *On the effect of the spatial distribution of trees on the stand growth.*

By combining a flexible single-stem orientated growth model with a stand structure generator, a simulation instrument is developed with which a broad range of stand structures can be generated and analysed in its increment reactions typical of each structure. For the increment prognosis, a basal area increment model is elaborated which is position-dependent and single-stem orientated. It includes – as determining items – the crown competition (KKL), the symmetry or asymmetry of the competitive effect (NDIST), and the position of the competitors (TALPHA); it is able to explain up to 87 % of the individual variation of the basal area increment in intensely structured uneven-aged mixed stands (model 1). Comparatively, a position-independent basal area increment model with the competi-

tive index KKB characterizing the competitive situation of the single stems only by regarding the relative position in the vertical structure (model 2), and a model without considering the competitive effect (model 3) are developed.

By linking the growth model and stand structure generator and by parameterizing them on the base of mixed stands of spruces, firs and beeches in the Bavarian Forest, a research instrument is created with the help of which regular stem distribution, random stem distribution, clustered stem distribution, log trails of different width and direction, and border and femel coupe constellations influence the stand increment. A greater series of simulation runs can help to prove that regular distributions mostly result in the highest increments; moreover, the transition to a random stem distribution means a certain increment reduction, and a greater clustering of the stem positions causes a nearly linear increment decrease.

An important final conclusion of the study is the following: position-independent prognostic models – given regular spatial patterns – and position-dependent ones show similar stand increments. With increasing clustering, however, position-independent increment models lose their validity and produce considerable errors in estimating the stand increment.

## 10. Résumé

Titre de l'article: *Sur l'influence du type de répartition des arbres sur la croissance du peuplement.*

En couplant un modèle de croissance souple et orienté vers l'arbre considéré isolément avec un simulateur de structures on a pu développer un outil de simulation qui a permis, en donnant naissance à un large spectre de structures de peuplements, d'analyser les réactions de croissance suivant la structure. Pour la prévision de la croissance on a élaboré un modèle de croissance de la surface terrière orienté vers l'arbre considéré isolément et lié à sa position; on y a introduit comme variables explicatives, la concurrence des cimes (KKL), la symétrie ou l'asymétrie des concurrents (NDIST) et la position, d'après la direction des concurrents (TALPHA). Elles permettent d'expliquer 87 % des variations individuelles de la croissance en surface terrière dans des peuplements mélangés à structures fortement inéquiennes (modèle 1). A titre de comparaison on a construit 2 autres modèles: un modèle de l'accroissement en surface terrière ne tenant pas compte de la position mais dans lequel l'index de concurrence KKB caractérise la situation concurrentielle entre arbres uniquement d'après leur position relative dans la structure verticale (modèle 2); un modèle qui ne tient pas compte des effets de la concurrence.

Avec un modèle de croissance couplé avec un générateur de structures dont les paramètres ont été déterminés d'après les données de base relevées dans les peuplements mélangés épicéa-sapin-hêtre de la forêt bavaroise, on obtient un outil de recherche avec lequel on peut étudier comment agissent sur la croissance du peuplement une répartition régulière, une répartition au hasard, une répartition par groupes, des layons de largeur et direction diverses, le traitement en jardinage, la situation de bordure. Grâce à une assez longue série de simulations on a pu montrer que les répartitions régulières conduisaient, le plus souvent, aux accroissements les plus élevés, que le passage à une répartition au hasard des arbres signifie une certaine perte de croissance et qu'un assez fort regroupement de la position des arbres entraîne une diminution de la croissance presque linéaire.

Une conclusion importante de ces recherches est que des modèles prévisionnels tenant compte de la position conviennent bien pour les types de répartition des arbres plutôt régulières et des croissances des peuplements voisins. En revanche avec des regroupements de plus en plus importants les modèles de genre perdent de leur validité et amènent de graves erreurs dans l'évaluation de la croissance de tels peuplements.

J. M.

## 11. Literatur

- ASSMANN, E.: Waldertragskunde. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien. 490 S., 1961
- BIGING, G. S. and DOBBERTIN, M.: A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. *Forest Science* 38 (3), 695–720, 1992
- CLARK, PH. J. and EVANS, F. C.: Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35 (4), 445–453, 1954
- DE VRIES, P. G.: Sampling theory for forest inventory. Springer, Berlin, Heidelberg, 399 S., 1986
- DONNELLY, K.: Simulation to determine the variance and edge-effect of total nearest neighbour distance. S. 91–95. In: Simulation methods in archaeology. HODDER, I. R. (Hrsg.). Cambridge University Press, London, 1978
- KRAHULEC, F., AGNEW, A. D. Q., AGNEW, S. and WILLEMS, H. J. (Hrsg.): Spatial Processes in Plant Communities. Czechoslovak Academy of Sciences, Prague. 259 S., 1990
- LEPŠ, J. and KINDLMANN, P.: Models of the development of spatial pattern of an even-aged plant population over time. *Ecological Modelling* 39, 45–57, 1987
- PAYANDEH, B.: Spatial pattern of trees in the mayor forest types of Northern Ontario. *Can. J. For. Res.* 4, 8–14, 1974
- PIELOU, E. C.: Ecological diversity. John Wiley and Sons, 1975
- PIELOU, E. C.: Mathematical Ecology. John Wiley and Sons. 385 S., 1977
- PRETZSCH, H.: Die Fichten-Tannen-Buchen-Plenterwaldversuche in den ostbayerischen Forstämtern Freyung und Bodenmais. *Forstarchiv* 56, 1, 3–9, 1985
- PRETZSCH, H.: Konzeption und Konstruktion von Wachstumsmodellen für Rein- und Mischbestände. *Forstl. Forschungsber. München*, Nr. 115. 358 S., 1992
- PRETZSCH, H.: Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Nieders. Forstl. Versuchsanstalt, Band 114. J. D. Sauerländer's Verlag, 87 Seiten, 1993
- PUKKALA, T.: Effect of spatial distribution of trees on the volume increment of a young scots pine stand. *Silva fennica* 22 (1), 1–17, 1988
- PUKKALA, T.: Methods to describe the competition process in a tree stand. *Scand. J. For. Res.*, No. 4, 187–202, 1989
- RIPLEY, B. D.: Modelling spatial patterns. *J. Roy. Stat. Soc., Series B*, 39 (2), 172–192 und Diskussion, 192–212, 1977
- RIPLEY, B. D.: Spatial Statistics. John Wiley and Sons. 1981
- SLOBODA und PFREUNDT: Baum- und Bestandeswachstum. Ein systemanalytischer räumlicher Ansatz mit Versuchsplanungskonsequenzen für die Durchforstung und Einzelbaumentwicklung. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im DVFFA 1989 in Attendorn, S. 17/1–17/25, 1989
- STOYAN, D.: Statistical analysis of spatial point processes: A soft-core model and cross-correlations of marks. *Biometrical Journal* 29, 971–980, 1987
- TOMPPA, E.: Models and methods for analysing spatial patterns of trees. *Communications Instituti Forestalis Fenniae*, Nr. 138, 65 S., 1986
- UPTON, G. J. G. and FINGLETON, B.: Spatial data analysis by example. Volume I: Point pattern and quantitative data. John Wiley and Sons. 410 S., 1985
- UPTON, G. J. G. and FINGLETON, B.: Spatial data analysis by example. Volume II: Categorical and directional data. John Wiley and Sons. 416 S., 1989