

DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN

- SEKTION ERTRAGSKUNDE -

Jahrestagung vom 12. - 14. Mai 1997

Grünberg

Analyse verschiedener Strukturaspekte von Waldbeständen mit dem Wachstumssimulator SILVA 2

Peter Biber

Lehrstuhl für Waldwachstumskunde
der Ludwig-Maximilians-Universität München

1 Einleitung

1.1 Zur Verwendung numerischer Strukturindizes

Neben den klassischen ertragskundlichen Kennwerten, die seit jeher in Forstwissenschaft und Praxis zur Charakterisierung von Waldbeständen verwendet werden, gewinnen in jüngerer Zeit Strukturparameter an Bedeutung. Dies hat im wesentlichen zwei Gründe: zum einen besteht eine enge Rückkopplung zwischen der räumlichen Bestandesstruktur einerseits und der weiteren Entwicklung eines Waldbestandes andererseits (PRETZSCH, 1995a, 1993). Im Zuge des großflächig geplanten Überganges von einschichtigen, gleichaltrigen Beständen zu ungleichaltrigen, mehrschichtigen Bestandesformen muß diesem Zusammenhang in höherem Maße als vordem Rechnung getragen werden. Zum anderen zeigen neuere Forschungen, daß die ökologische Stabilität und die Habitateignung von Wäldern für eine große Zahl von Tier- und Pflanzenarten mit deren steigender struktureller Diversität zunimmt (AMMER et al., 1995; BLAB, 1986; ELLENBERG et al., 1985; HABER, 1982). Wälder werden zunehmend nicht mehr als reine Holzproduzenten sondern als bewirtschaftete Ökosysteme betrachtet (PRETZSCH, 1995b). Vor diesem Hintergrund erscheint für die Forstwirtschaft eine intensivierte Berücksichtigung von Strukturaspekten angezeigt.

Wie man sich ohne weiteres vergegenwärtigt, ist Struktur ein mehrdimensionales Bestandescharakteristikum, das nur durch eine Kombination mehrerer möglichst nicht redundanter Einzelaspekte erfaßt werden kann. Wesentliche Strukturaspekte sind beispielsweise

- das horizontale Baumverteilungsmuster,
- die Bestandesdichte,
- die Höhen- und Durchmesserdifferenzierung,
- der Artenreichtum und
- die Mischungsform.

Wenn wir versuchen, einen konkreten Bestand im Hinblick auf seine Strukturmerkmale zu charakterisieren, könnte dies in verbaler Form stattfinden. Erfahrene Praktiker tun dies unter Verwendung von Begriffen wie z.B. „Einzelmischung“, „gruppenweise Mischung“, „Einschichtigkeit“, „stufiger Aufbau“. Wenngleich solche Anspracheverfahren ohne kostenintensive Datenerhebungen auskommen, können dabei nur grobe und zwangsläufig sehr subjektive Einstufungen getroffen werden. Für wissenschaftliche Untersuchungen der Bestandesstruktur und ihrer Zusammenhänge mit Entwicklung, Bewirtschaftung und der ökologischen Wertigkeit von Wäldern erscheinen daher numerische Strukturindizes, die verschiedene Strukturaspekte quantitativ und daher in vergleichbarer, objektiver Weise ausdrücken, besser geeignet zu sein. Da in der Vergangenheit bereits vielfältige Forschungsarbeit zur Charakterisierung der räumlichen Verteilung von Objekten geleistet wurde (QUEDNAU und FRÖHLICH, 1994; UPTON und FINGLETON, 1989, 1985; RIPLEY, 1981, 1977; PIELOU, 1977, 1975; CLARK UND EVANS, 1954), kann für forstliche Anwendungen auf einen breiten Fundus erprobter Indizes zurückgegriffen werden. Der am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Universität München

entwickelte Bestandeswachstumssimulator SILVA 2 (PRETZSCH und KAHN, 1996) verfügt über ein Modul zur numerischen Strukturanalyse von realen und simulierten Waldbeständen, das in der Lage ist, für einen gegebenen Bestand drei verschiedene bewährte Strukturindizes zu berechnen. Dies sind im einzelnen der Aggregationsindex R (CLARK und EVANS, 1954), der Segregationsindex S (PIELOU, 1977) sowie der Artprofilindex A (PRETZSCH, 1996).

1.2 Gegenstand der Untersuchung

Wenngleich für die genannten Strukturindizes R, S und A, deren theoretische Wertebereiche bekannt sind (s. Abschnitt 3), ist bisher das Wissen über den praktischen Wertebereich den die Indizes einnehmen, wenn sie für reale Waldbestände kalkuliert werden, äußerst gering. Dem Lehrstuhl für Waldwachstumskunde steht jedoch mit seinem Versuchsflächennetz, das viele Bestände umfaßt, in denen die Stammfußkoordinaten aller Bäume bekannt sind, ein umfangreicher Datenfundus zur Verfügung, der geeignet erscheint, zur Klärung der Frage nach den praktischen Wertebereichen von Strukturindizes beizutragen. Gegenstand der Untersuchung war es, auf der Grundlage dieses Datenmaterials, das sehr unterschiedlich strukturierte Bestände umfaßt, den theoretischen Wertebereich der Indizes R, S und A ihrem tatsächlich realisierten Wertespektrum gegenüberzustellen. Weiter war von Interesse, welche durchschnittlichen Tendenzen im Datenmaterial beobachtet werden können und ob strukturelle Unterschiede zwischen den untersuchten Rein- und Mischbeständen angezeigt werden. Zur Kalkulation der Strukturindizes wurde der Wachstumssimulator SILVA 2 verwendet, der in dieser Untersuchung nicht als Prognose- sondern als Diagnosewerkzeug zum Einsatz kam.

2 Das Datenmaterial

Im Zuge dieser Untersuchung wurden nahezu alle Versuchsparzellen des Lehrstuhles für Waldwachstumskunde in Fichten-Buchen-Rein- und Fichten-Buchen- bzw. Fichten-Tannen-Buchen-Mischbeständen ausgewertet, von denen die räumlichen Positionen der einzelnen Bäume bekannt sind. Es konnten insgesamt 113 Bestände, die bayernweit verstreut liegen und ein breites Standortsspektrum abdecken, zur Analyse herangezogen werden. 34 der untersuchten Bestände sind Mischbestände, weiter konnten 37 Fichten- und 42 Buchenreinbestände ausgewertet werden. Bestände wurden dann als Mischbestände eingestuft, wenn eine Mischbaumart mit mindestens 10% der Gesamtstammzahl vertreten war. Insgesamt wird eine Altersspanne von 19-250 Jahren abgedeckt. Da die einzelnen Bestände unterschiedlich lange unter Beobachtung stehen, wurde für jeden Bestand nur eine einzige, zufällig ausgewählte Aufnahme ausgewertet, um die zu erstellenden Häufigkeitsverteilungen der Strukturindizes nicht durch abhängige Beobachtungen zu verzerren.

3 Theorie der verwendeten Indizes

Nachdem sich bereits verschiedene Veröffentlichungen eingehend mit den hier zu besprechenden Strukturindizes befaßt haben (PRETZSCH, 1996; QUEDNAU und FRÖHLICH, 1994; PRETZSCH, 1993, PIELOU, 1977; CLARK und EVANS, 1954), wird an dieser Stelle nur auf deren grundlegende und im Kontext dieser Untersuchung bedeutsame Eigenschaften eingegangen.

3.1 Der Aggregationsindex R (CLARK und EVANS, 1954)

Der Aggregationsindex R (CLARK und EVANS, 1954) wird dazu verwendet, die horizontale Verteilung von Objekten auf Zufälligkeit bzw. Abweichungen davon in Gestalt von Klumpung oder Regelmäßigkeit zu untersuchen. Als Referenzmodell für Zufälligkeit wird die POISSON-Verteilung

herangezogen. Die Berechnung von R erfolgt nach der Methode des nächsten Nachbarn, d.h. für jeden Baum einer Parzelle wird der Abstand zu dessen nächststehenden Nachbarbaum ermittelt. Für die Berechnung von R interessiert nun das arithmetische Mittel der Abstände jedes Baumes zu seinem nächsten Nachbarn, im folgenden als $\bar{r}_{beobachtet}$ bezeichnet. Für den Fall, daß die Bäume auf der Fläche zufällig verteilt wären, also bei POISSON-Verteilung, würde man einen bestimmten mittleren Abstand der Bäume zu ihrem nächsten Nachbarn erwarten, der sich wie folgt berechnen läßt:

$$r_{erwartet} = \frac{1}{2 \rho} \quad \rho = \text{Anzahl von Bäumen je Flächeneinheit}$$

Zur Berechnung des Index R werden beobachteter und bei zufälliger Baumverteilung erwarteter mittlerer Abstand zum nächsten Nachbarn in Beziehung gesetzt:

$$R = \frac{\bar{r}_{beobachtet}}{\bar{r}_{erwartet}}$$

Sind die Bäume eines zu untersuchenden Bestandes zufällig verteilt, dann treten nur geringe oder keine Unterschiede zwischen $\bar{r}_{beobachtet}$ und $\bar{r}_{erwartet}$ auf, so daß R nahe bei 1 liegen wird. Liegt eine Tendenz zur Klumpung vor, wird $\bar{r}_{beobachtet}$ kleiner als $\bar{r}_{erwartet}$, also nimmt R Werte unter 1 an. Würden alle Bäume auf einem einzigen Punkt der Fläche stehen, was dem ausgeprägtesten denkbaren Fall von Klumpung entspräche, hätte R den Wert 0. Für den Fall, daß eine regelmäßige Verteilung vorliegt, wird R größer als 1. Hat man es mit einem streng hexagonalen Verteilungsmuster zu tun, nimmt R seinen Maximalwert an. Es läßt sich zeigen, daß dieser bei 2,1491 liegt (CLARK UND EVANS, 1954). Der theoretische Wertebereich von R ergibt sich somit zu:

$$W_R = [0 : 2,1491]$$

Zum Signifikanztest der durch R angezeigten Tendenzen wird auf die Arbeiten von QUEDNAU UND FRÖHLICH (1994), PRETZSCH (1993), CLARK UND EVANS (1954) verwiesen. Der Berechnungsalgorithmus für R, der in das Programm SILVA 2 implementiert ist, kalkuliert R unter Berücksichtigung der räumlichen Begrenztheit der untersuchten Bestände. Die oben gezeigte Berechnung von $r_{erwartet}$, die strenggenommen nur für Flächen unbegrenzter Ausdehnung gilt, wird unter Berücksichtigung von Inhalt und Umfang der betrachteten Versuchsparzelle etwas modifiziert. Näheres hierzu s. PRETZSCH (1993) und DONELLY (1978).

3.2 Der Segregationsindex S (PIELOU, 1977)

Wie der Aggregationsindex R hat der Segregationsindex S (PIELOU, 1977) die horizontale Verteilung von Bäumen zum Gegenstand, die nach der Methode des nächsten Nachbarn untersucht wird. Im Gegensatz zu R charakterisiert S die Durchmischung zweier Baumarten im Hinblick auf Zufälligkeit, Segregation oder Assoziation. Zur Berechnung von S werden für einen Bestand alle möglichen Paare „Baum-nächster Nachbar“ gebildet. Ausgenommen werden lediglich Paare, bei denen der Abstand des Ausgangsbaumes zum Parzellenrand kleiner ist, als sein Abstand zum nächststehenden Baum. Die Artzugehörigkeit der Bäume jedes Paares wird festgehalten und nach dem System der Vierfeldertafel (vgl. BORTZ, 1993) registriert, der die Anzahl reiner und gemischter Baumpaare entnommen werden kann (Tabelle 1):

Tabelle 1: Beispiel einer Vierfeldertafel als Grundlage der Berechnung des Segregationsindex S. Die Kleinbuchstaben a, b, c, d bezeichnen die beobachtete Anzahl der entsprechenden Baumpaare, v, w und m, n, bezeichnen die entsprechenden Spalten- und Zeilensummen. N ist die Gesamtzahl der Baumpaare.

Ausgangs- baumart	nächster Nachbar			gesamt
	Baumart 1	Baumart 2		
Baumart 1	a	b		m
Baumart 2	c	d		n
gesamt	v	w		N

Der Vierfeldertafel können nun sowohl die tatsächlich beobachtete Anzahl gemischter Paare als auch Schätzwerte für die bei unabhängiger Verteilung der Baumarten erwartete Zahl gemischter Paare entnommen werden:

$$\text{beobachtete Zahl gemischter Paare} = b + c$$

$$\text{erwartete Zahl gemischter Paare} = \frac{v \cdot n + w \cdot m}{N}$$

Der Segregationsindex S errechnet sich wie folgt:

$$S = 1 - \frac{\text{beobachtete Zahl gemischter Paare}}{\text{erwartete Zahl gemischter Paare}}$$

Beobachtet man mehr gemischte Paare als bei unabhängiger Verteilung der Arten erwartet, dann nimmt S einen negativen Wert an und zeigt damit eine Tendenz zur Assoziation der Arten auf. Findet man dagegen weniger gemischte Paare als erwartet, dann wird S positiv und deutet auf eine Segregation der Arten hin. Die Extremwerte von S liegen zwischen -1 und +1. Der theoretische Wertebereich des Segregationsindex liegt damit fest:

$$W_S = [-1; +1]$$

Die durch S angezeigten Tendenzen lassen sich mit Hilfe eines Vierfelder- χ^2 -Tests auf statistische Signifikanz prüfen. Näheres hierzu findet sich bei BORTZ (1993), QUEDNAU UND FRÖHLICH (1994), PRETZSCH (1993) und PIELOU (1977).

3.3 Der Artprofilindex A (PRETZSCH, 1996)

Im Gegensatz zu den bisher behandelten Indizes geht in den Artprofilindex A (PRETZSCH, 1996) die vertikale Bestandesstruktur ein. Dazu wird der zu untersuchende Bestand wie folgt in drei Höhenzonen eingeteilt:

Zone 1: 100%-80% der maximalen Baumhöhe im Bestand (h_{\max}),

Zone 2: 80%-50% von h_{\max} ,

Zone 3: 50%- 0% von h_{\max} .

Dabei wird ein Baum einer Höhenzone zugeordnet, wenn er mit seinem Wipfel in die jeweilige Zone ragt. Innerhalb jeder Zone j wird die relative Häufigkeit p_{ij} jeder Baumart i, bezogen auf die Gesamtzahl N der Bäume im untersuchten Bestand berechnet:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{N} \quad n_{ij} = \text{Anzahl der Bäume der Art } i \text{ in Höhenzone } j$$

Aufbauend auf den zur Beschreibung der Artendiversität in biologischen Systemen verwendeten Shannon-Index (SHANNON, 1948) lautet die Berechnungsvorschrift für A:

$$A = - \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^z \begin{cases} p_{ij} \cdot \ln p_{ij} & \text{wenn } p_{ij} > 0 \\ 0 & \text{wenn } p_{ij} = 0 \end{cases}$$

S = Anzahl der vorkommenden Baumarten

Z = Anzahl der Höhenzonen

Wie obige Formel zeigt, tragen seltenerne Arten entsprechend dem Konzept des SHANNON-Index überproportional zum Wert des Index A bei als häufiger vertretene Spezies (PRETZSCH, 1996; SHANNON, 1948). Weiter wird deutlich, daß der Wert des Artprofilindex ceteris paribus zunimmt, je mehr Baumarten im Bestand vertreten und je gleichmäßiger diese auf die drei Höhenzonen verteilt

sind. Nach PRETZSCH (1996, S.136) charakterisiert der Index A in etwa das, was die forstwirtschaftliche Praxis unter dem Begriff „Bestandes- und Mischungsstruktur“ subsumiert. Die untere Grenze des Wertebereiches von A liegt bei 0 und wird dann erreicht, wenn nur eine Baumart im untersuchten Bestand vorkommt, die ihrerseits nur eine Höhenzone einnimmt. Der Maximalwert von A, A_{\max} , hängt ab von der Zahl der vorkommenden Baumarten S und der Anzahl der Höhenzonen, in die der Bestand eingeteilt wird und kann wie folgt berechnet werden:

$$A_{\max} = \ln(S \cdot Z)$$

Dieser Wert wird dann erreicht, wenn alle Baumarten sowohl im Gesamtbestand als auch in jeder Höhenzone gleich häufig vorkommen. Der theoretische Wertebereich von A liegt somit fest:

$$W_A = [0 ; A_{\max}]$$

Tabelle 2 führt die Maximalwerte des Artprofilindex bei drei ausgeschiedenen Höhenzonen sowie unterschiedlichen Artanzahlen auf. Dabei wird deutlich, daß A_{\max} mit zunehmender Artanzahl entsprechend der ln-Funktion unterproportional anwächst.

Tabelle 2: Maximalwerte A_{\max} des Artprofilindex A bei Ausscheidung von drei Höhenzonen in Abhängigkeit von der Anzahl der vorkommenden Baumarten.

Anzahl Arten S	Anzahl Zonen Z	$A_{\max} = \ln(S \cdot Z)$
1	3	1,10
2	3	1,79
3	3	2,20
10	3	3,40

4 Ergebnisse

4.1 Der Aggregationsindex R

Abbildung 1 (oben) zeigt die Häufigkeitsverteilung des ohne Unterscheidung nach Baumarten für das gesamte in Abschnitt 2 skizzierte Datenmaterial kalkulierten Aggregationsindex R. Da die Abszisse in etwa den theoretischen Wertebereich von R wiedergibt, ist gut zu erkennen, daß dieser Wertebereich von den realen Beständen nicht annähernd abgedeckt wird. Das Schwergewicht der Verteilung ist eindeutig in den Bereich der regelmäßigen Verteilung verlagert, während nur sehr wenige Bestände eine schwache Tendenz zur Klumpung zeigen. Das am Datenmaterial beobachtete Maximum an Regelmäßigkeit wird durch einen Indexwert von ca. 1.9 angezeigt, der dem mit 2,1491 bezifferten theoretischen Maximalwert von R relativ nahe kommt.

Eine etwas differenziertere Betrachtung erlaubt Abbildung 2, die die ohne Baumartenunterscheidung berechneten Aggregationsindizes R getrennt nach Misch- sowie Fichten- und Buchenreinbeständen als Boxplots zeigt. Hier zeigt sich die gleiche Tendenz zur Regelmäßigkeit, die schon in Abbildung 1 (oben) deutlich wurde. Darüber hinaus erkennt man, daß die Buchen-Rein- und die Mischbestände etwa den gleichen Wertebereich umfassen und bei weitem weniger ausgeprägt regelmäßige Verteilungen aufweisen wie ein großer Teil der Fichten-Reinbestände. In Tabelle 3 zeigen die arithmetischen Mittelwerte des Index R die durchschnittlichen für die verschiedenen Bestandestypen im Datenmaterial aufscheinenden Tendenzen. Weiter sind der Tabelle die 95%-Konfidenzintervalle für die Mittelwerte zu entnehmen, die unter Anwendung des zentralen Grenzwerttheorems (vgl. BORTZ, 1993) kalkuliert wurden. Überlappen sich die Konfidenzintervalle zweier Mittelwerte nicht, kann von einem signifikanten Unterschied der Mittelwerte gesprochen werden. Schließt ein Konfidenzintervall den Wert 1 nicht ein, unterscheidet sich die durchschnittliche Tendenz signifikant von der Zufälligkeit.

Es zeigt sich, daß der Mittelwert von R, kalkuliert für die Gesamtbestände, sowohl bei Zusammenfassung aller Bestände als auch bei Differenzierung nach Misch- und Reinbeständen eine signifikante Tendenz zur Regelmäßigkeit aufweist, wobei diese für Fichten-Reinbestände ihrerseits signifikant über derjenigen für die beiden anderen Bestandestypen liegt.

Tabelle 3: Mittelwerte und deren 95% Konfidenzintervalle für den Aggregationsindex R, berechnet für verschiedene Bestandestypen. '95% unten' ist die untere, '95% oben' ist die obere Grenze der Konfidenzintervalle.

	Mittelwert	95% unten	95% oben
Alle Bestände, alle Arten	1,25	1,21	1,29
Mischbestände, alle Arten	1,19	1,14	1,24
Fichte rein	1,34	1,26	1,42
Buche rein	1,22	1,17	1,26
Fichte misch	0,98	0,92	1,04
Buche misch	0,86	0,79	0,92

Beim Vergleich der für die einzelnen Baumarten berechneten Werte für R in den Mischbeständen mit denjenigen der entsprechenden Reinbestände (Abbildung 3) zeigen sich erwartungsgemäß deutliche Unterschiede: Im Gegensatz zu den Reinbeständen zeigen sowohl Fichte als auch Buche im Mischbestand keine generelle Tendenz zur Regelmäßigkeit sondern tendieren im Falle der Buche zur Klumpung und im Falle der Fichte zur Zufälligkeit. Für die Mittelwerte lassen sich sowohl die Unterschiede zwischen Rein- und Mischbeständen als auch die Tendenz zur Klumpung der Buche in den Mischbeständen auf einem Signifikanzniveau von 95% statistisch absichern (Tabelle 3).

Die erhaltenen Ergebnisse für den Aggregationsindex R sind gut interpretierbar. Die generelle Tendenz zur Regelmäßigkeit für die Gesamtbestände ist darauf zurückzuführen, daß sowohl aktive Durchforstung als auch Selbstdurchforstung von Beständen meist zur Ausbildung mehr oder weniger gleichmäßiger Baumabstände und damit zu Regelmäßigkeit führt. Die besonders stark ausgeprägte Tendenz zur Regelmäßigkeit in den Fichten-Reinbeständen liegt darin, daß diese Bestände meist durch Pflanzung begründet wurden und damit schon im Ausgangszustand ein hohes Maß an Regelmäßigkeit aufweisen. Die wesentlich geringeren Werte für R bei einzelner Betrachtung der Baumarten im Mischbestand gegenüber den Reinbeständen sind auf das Segregationsverhalten der Baumarten zurückzuführen, das im folgenden Abschnitt näher betrachtet wird.

Zur Illustration des im Datenmaterials angetroffenen Spektrums der durch R charakterisierten horizontalen Baumverteilung zeigt Abbildung 4 eine Koordinatendarstellung der Parzelle Kreuth 824/1 (Klumpung), Abbildung 5 die Parzelle Zwiesel 111/8 (Zufälligkeit), Abbildung 6 die Parzelle Sachsenried 67/2 (typischer Fall, Tendenz zur Regelmäßigkeit) und Abbildung 7 die Parzelle Zusmarshausen 603/3 (stark ausgeprägte Regelmäßigkeit). In allen Abbildungen wird statistische Signifikanz der angezeigten Tendenzen wie folgt symbolisiert: '*' = Signifikanz auf einem Niveau von 95%, '**' = Signifikanzniveau von 99%, '***' = Signifikanzniveau von 99,9%.

4.2 Der Segregationsindex S

Im Gegensatz zum Aggregationsindex R konnte der Segregationsindex S naturgemäß lediglich für die 34 im Datenmaterial belegten Mischbestände berechnet werden. Dabei wurden Fichten und Tannen nicht unterschieden. Die empirische Häufigkeitsverteilung von S ist Abbildung 1 (Mitte) zu entnehmen. Auch für den Index S zeigt sich, daß sein theoretischer Wertebereich nur teilweise von seinem empirischen Wertebereich abgedeckt wird. So sind nahezu keine Bestände im Datenmaterial enthalten, für die eine Assoziation der Baumarten zu verzeichnen ist. Nahezu alle Bestände liegen im Bereich von unabhängiger Verteilung der Baumarten bis hin zu maximal ausgeprägter Segregation. Am häufigsten treten Werte für S um 0,5 auf. Der arithmetische Mittelwert von S liegt bei 0,41 und läßt sich mit 5%iger Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant von 0 trennen (Tabelle 4), da der Wert 0 außerhalb des in der Tabelle angegebenen Konfidenzintervall liegt.

Tabelle 4: Mittelwert und 95% Konfidenzintervall für den Segregationsindex S. '95% unten' ist die untere, '95% oben' ist die obere Grenze der Konfidenzintervalle.

	Mittelwert	95% unten	95% oben
Mischbestände	0,41	0,30	0,52

Dieses Ergebnis lässt sich so interpretieren, daß offensichtlich auf der Mehrzahl der beobachteten Standorte eine intensive Mischung von Fichte und Buche nicht ohne weiteres zu erzielen und aufrechtzuerhalten ist und daher flächigere Mischungsformen angestrebt werden. Die beobachtete Verteilung von S erklärt auch, warum, wie zuvor festgestellt, die einzelnen Baumarten in den Mischbeständen meist wesentlich niedrigere Werte für den Aggregationsindex R zeigen als in den Reinbeständen: konzentrieren sich die Baumarten auf Teilflächen eines Bestandes, was durch positive Werte von S angezeigt wird, wird die durch R angezeigte Verteilung der einzelnen Baumarten eher zur Klumpung tendieren.

Vier Beispiele aus dem untersuchten Datenmaterial sollen das empirische Wertespektrum von S illustrieren. Abbildung 8 zeigt die horizontale Baumverteilung der Parzelle Bodenmais 821/4, (Assoziation der Arten), Abbildung 9 zeigt die Parzelle Bodenmais 821/5 (unabhängige Verteilung der Arten), Abbildung 10 zeigt die Parzelle Zwiesel 111/6 (typischer Fall, deutliche Segregation der Arten) und Abbildung 11 zeigt die Parzelle Freising 813/1 (extrem ausgeprägte Segregation). Zusätzlich zu den ermittelten Werten für S zeigen die Abbildungen auch jeweils die für den Gesamtbestand und die einzelnen Baumarten ermittelten Werte für den Aggregationsindex R, woran der oben skizzierte Zusammenhang zwischen S und R nachvollzogen werden kann.

4.3 Der Artprofilindex A

Abbildung 1 (unten) zeigt die empirische Häufigkeitsverteilung des Artprofilindex A. Da die untersuchten Bestände höchstens drei Baumarten enthalten, liegt der Maximalwert für A im Datenmaterial bei 2,20 (vgl. Abschnitt 3.3). Offensichtlich wird der theoretische Wertebereich des Artprofilindex durch das betrachtete Kollektiv von Beständen praktisch völlig abgedeckt. Eine differenziertere Betrachtung erlaubt Abbildung 12, die die empirische Verteilung von A als Boxplots getrennt nach Misch- und Fichten- Buchen- Reinbeständen darstellt. Dabei wird deutlich, daß die Reinbestände von Fichte und Buche ihrerseits den Bereich zwischen Artprofil-Werten von 0 und dem für Reinbestände maximal möglichen Wert von 1,10 abdecken, wobei sich die Form und die Spreitung der Verteilungen für Fichten- und Buchenreinbestände nur wenig unterscheiden. Das Artprofil-Spektrum der Mischbestände beginnt erst im oberen Bereich der von den Reinbeständen eingenommenen Werte. Das bedeutet, daß der Artprofilindex selbst für die strukturärmlsten untersuchten Mischbestände schon Werte annimmt, die nur von reich strukturierten Reinbeständen erreicht werden. Die Mittelwerte der Artprofil-Werte der Mischbestände unterscheiden sich signifikant von denjenigen der Reinbestände, die sich ihrerseits nicht signifikant unterscheiden (Tabelle 5).

Tabelle 5: Mittelwerte und deren 95% Konfidenzintervalle für den Artprofilindex A, berechnet für verschiedene Bestandestypen. '95% unten' ist die untere, '95% oben' ist die obere Grenze der Konfidenzintervalle.

	Mittelwert	95% unten	95% oben
Alle Bestände	0,81	0,71	0,91
Fichte rein	0,60	0,47	0,73
Buche rein	0,54	0,44	0,64
Mischbestände	1,37	1,26	1,48

Sechs mit dem Programm SILVA 2 erzeugte Bestandesaufrisse sollen das Wertespektrum und das Verhalten des Artprofilindex veranschaulichen. Abbildung 13 zeigt den Prototypen eines einschichtigen Reinbestandes am Beispiel des 128-jährigen Fichtenreinbestandes Sachsenried 67/3. Durch die starken Niederdurchforstungen (C-Grad), denen der Bestand im Laufe seiner Entwicklung unterzogen wurde, sind nur noch Bäume der Oberschicht verblieben. Da nur eine

Baumart vorkommt, die ihrerseits nur in einer einzigen Höhenzone vertreten ist, nimmt der Artprofilindex den Minimalwert 0 an. Abbildung 14 zeigt mit dem hochdurchforsteten Buchenreinbestand Starnberg 91/1 ein Beispiel für im Datenmaterial sehr häufige Werte des Index A. Die Hochdurchforstung führt zu einer stärkeren vertikalen Strukturierung des Bestandes, die sich in einem Artprofil-Wert von 0,74 äußert. Nahezu den Maximalwert des Index A für Reinbestände zeigt die Buchen-Naturwaldparzelle Gerolzhofen 627/1 (Abbildung 15) mit einem Wert von 1,02 für den Index A. Der Bergmischwaldbestand Zwiesel 134/2 (Abbildung 16) markiert mit einem Artprofilindex von 1,13 den unteren Bereich des Spektrums für Mischbestände. Der für einen Mischbestand relativ niedrige Artprofil-Wert röhrt daher, daß die Fichte hier nahezu ausschließlich in der obersten Höhenzone des Bestandes, die Buche nur in der mittleren und unteren Zone vorkommt. Andere Verhältnisse trifft man bei der Fichten-Buchen-Mischwaldparzelle Schongau 814/5 an (Abbildung 17), die sich mit einem Artprofil-Wert von 1,45 als eher typisch für die untersuchten Mischbestände erweist. Da die mittlere und obere Höhenzone von beiden Baumarten besetzt wird, erhöht sich der Wert des Index A gegenüber dem zuvor betrachteten Mischbestand. Als Beispiele für den oberen Rand des Spektrums des Artprofilindex mögen der Plenterwaldbestand Freyung 129/3 (Abbildung 18) und der Bergmischwaldbestand Bodenmais 821/1 (Abbildung 19) dienen. Sowohl die intensive Beteiligung der Baumarten Fichte, Tanne und Buche als auch die ausgeprägte vertikale Differenzierung der Bestände führen zu Artprofil-Werten von 1,80 bzw. 2,07. Der Artprofilindex A erweist sich insgesamt als gut und plausibel zeichnender Index, dessen Verhalten mit einer gutachtlichen Reihung der gezeigten Beispielbestände nach dem Kriterium „Bestandes- und Mischungsstruktur“ problemlos zu vereinbaren wäre.

5 Diskussion

Mit der vorliegenden Untersuchung konnte auf einer relativ breiten Datengrundlage der theoretische Wertebereich dreier Strukturindizes, des Aggregationsindex R (CLARK UND EVANS, 1954), des Segregationsindex S (PIELOU, 1977) und des Artprofilindex A (PRETZSCH, 1996) mit deren praktischem Wertebereich verglichen werden. Es darf angenommen werden, daß das Datenmaterial die strukturelle Spreitung der in der Praxis vorkommenden Fichten-(Tannen-) Buchen-Rein- und Mischbestände im wesentlichen abdeckt. Die aufgefundenen empirischen Wertebereiche der Strukturindizes können demnach als realistisch gelten. Bei der Beurteilung der angegebenen Mittelwerte und deren Vertrauensbereiche ist zu beachten, daß die untersuchten Bestände nicht im Zuge einer Inventur aufgefunden wurden, die strukturelle Repräsentativität zum Ziel hatte, sondern im Rahmen der langfristigen Entwicklung des ertragskundlichen Versuchswesens in Bayern unter völlig anderen Zielsetzungen in das Flächennetz des Lehrstuhles für Waldwachstumskunde aufgenommen wurden. Die aufgefundenen durchschnittlichen Tendenzen sowohl für alle Bestände als auch bei Differenzierung nach Rein- und Mischbeständen erscheinen jedoch durchweg plausibel.

Anhand der untersuchten Indizes wird weiter deutlich, daß die Eigenschaft „Struktur eines Waldbestandes“ nicht durch einen einzigen Index charakterisiert werden kann. So läßt der Artprofilindex A die horizontale Baumverteilung gänzlich außer Acht, so daß Bestände mit beliebigen Indexwerten für R und S gleiche Artprofil-Werte erhalten können. Weiter ist evident, daß auch die drei vorgestellten Strukturindizes nur ausgewählte Strukturaspekte aufgreifen und durch Einbeziehung weiterer Indizes und numerischer Verfahren zur Erfassung der Bestandesstruktur (vgl. PRETZSCH, 1996; GLEICHMAR UND GEROLD, 1996; STROBEL, 1996; VON GADOW UND FÜLDNER, 1995; PINTO DA COSTA 1992) in den Wachstumssimulator SILVA 2 jederzeit sinnvolle Ergänzung finden können.

Diese Untersuchung nutzte den einzelbaumorientierten Bestandeswachstumssimulator SILVA 2 nicht als Prognose- sondern als Diagnoseinstrument zur Berechnung der Strukturindizes gegebener Bestände. Im Einsatz als Prognoseinstrument kann dieses EDV-Programm unter anderem auch zur Verfolgung der strukturellen Entwicklung von Waldbeständen im Zuge von Simulationsläufen und damit zur Untersuchung der Auswirkung von waldbaulichen Maßnahmen auf strukturelle Bestandeseigenschaften verwendet werden, wie PRETZSCH (1996) dies an Beispielen demonstriert. Es soll nicht unerwähnt bleiben, daß sich die untersuchten Bestände in weiten Teilen mit der Datengrundlage decken, auf der die Parametrisierung des Wachstumssimulators SILVA 2 beruht.

Die strukturelle Vielfalt dieser Bestände garantiert die Erfassung von Einzelbäumen in völlig unterschiedlichen Konkurrenzsituationen und führt damit zu Zuwachsfunktionen, die auf breiter Basis durch Daten abgedeckt sind.

6 Zusammenfassung

Vorliegende Untersuchung verfolgte das Ziel, anhand des breiten Datenfundus des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde der Universität München in Fichten-Buchen-Rein- und Fichten-(Tannen-)Buchen-Mischbeständen die theoretischen Wertebereiche dreier Strukturindizes mit deren praktisch realisierten Wertebereichen zu vergleichen. Weiter wurde versucht generelle Tendenzen im Datenmaterial zu identifizieren. Bei den erprobten Strukturindizes handelt es sich um den Aggregationsindex R (CLARK und EVANS, 1954), den Segregationsindex S (PIELOU, 1977) und den Artprofilindex A (PRETZSCH, 1996). Berechnungsroutinen für alle drei Indizes sind in den einzelbaumorientierten Bestandeswachstumssimulator SILVA 2 implementiert, der damit als Diagnosewerkzeug eingesetzt werden konnte.

Für den Aggregationsindex R, der die horizontale Verteilung von Bäumen charakterisiert, zeigt sich, daß sein theoretischer Wertebereich nur etwa zur Hälfte realisiert ist, wobei bei Betrachtung der Gesamtbestände eine deutliche generelle Tendenz zur Regelmäßigkeit, jedoch kaum Klumpung zu beobachten ist. Die Fichtenreinbestände sind im Durchschnitt deutlich regelmäßiger strukturiert als die Buchenrein- und die Mischbestände.

Der Segregationdex S, der die Durchmischungsverhältnisse zweier Baumarten ausdrückt, füllt seinen theoretischen Wertebereich ebenfalls nur etwa zur Hälfte aus. Eine Assoziation von Fichte und Buche ist in den betrachteten Mischbeständen äußerst selten zu beobachten. Dagegen besteht eine sehr deutliche durchschnittliche Tendenz zur Segregation der Baumarten in den Mischbeständen.

Der Artprofilindex A, der das vertikale Artenprofil eines Bestandes indiziert, deckt sowohl für die untersuchten Misch- als auch die Reinbestände praktisch seinen gesamten theoretischen Wertebereich ab. Es zeigt sich erwartungsgemäß, daß die Mischbestände wesentlich höhere Artprofil-Werte als die Reinbestände erreichen. Weiter wird ersichtlich, daß die strukturmäßigsten Mischbestände Artprofil-Werte aufweisen, die sich in der Größenordnung derer der strukturreichsten Reinbestände bewegen.

7 Literatur

AMMER, U., DETSCH, R., SCHULZ, U. 1995: Konzepte der Landnutzung, Forstwissenschaftliches Centralblatt, Vol. 114, S. 107-125

BLAB, J. 1986: Grundlagen des Biotopschutzes für Tiere. Ein Leitfaden zum praktischen Schutz der Lebensräume unserer Tiere, Kilda-Verlag, Bonn, Bad Godesberg, 257 S.

BORTZ, J. 1993: Statistik für Sozialwissenschaftler, Springer Verlag Berlin Heidelberg New York, 753 S.

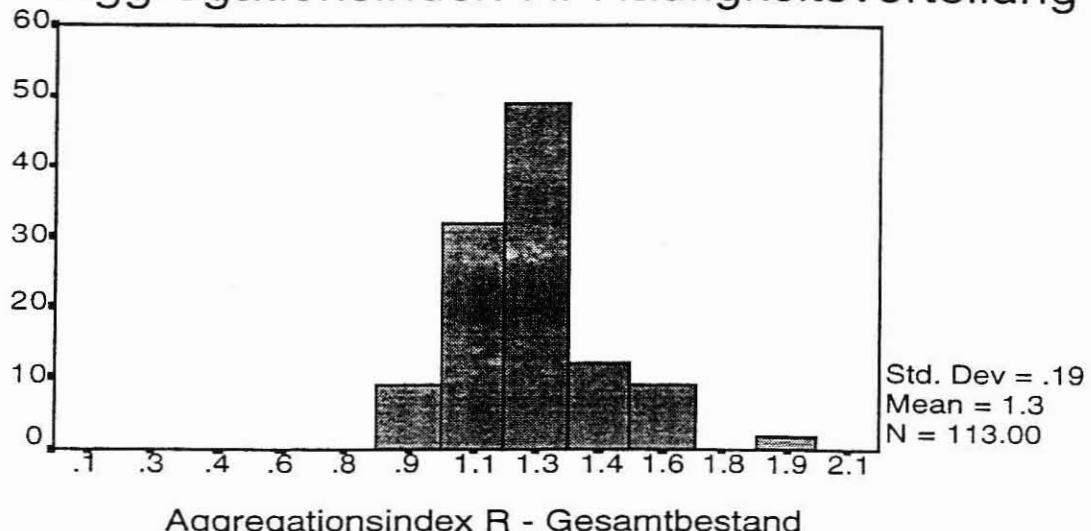
CLARK, P.J. UND EVANS, F.C. 1954: Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in populations, Ecology, Vol. 35, No. 4, S. 445-453

DONELLY, K. 1978: Simulation to determine the variance and edge-effect of total nearest neighbour distance, S. 91-95 in: HODDER, I.R. (ed.), Simulation methods in archeology, Cambridge University Press, London

ELLENBERG, H. VON EINEM, M., HUDECZEK, H., LADE, H.-J., SCHUMACHER, H.U. SCHWEINHUBER, M.. WITTEKINDT, H. 1985: Über Vögel in Wäldern und die Vogelwelt des Sachsenwaldes, Hamb. Avifaun. Beitr., Vol. 20, S. 1-50

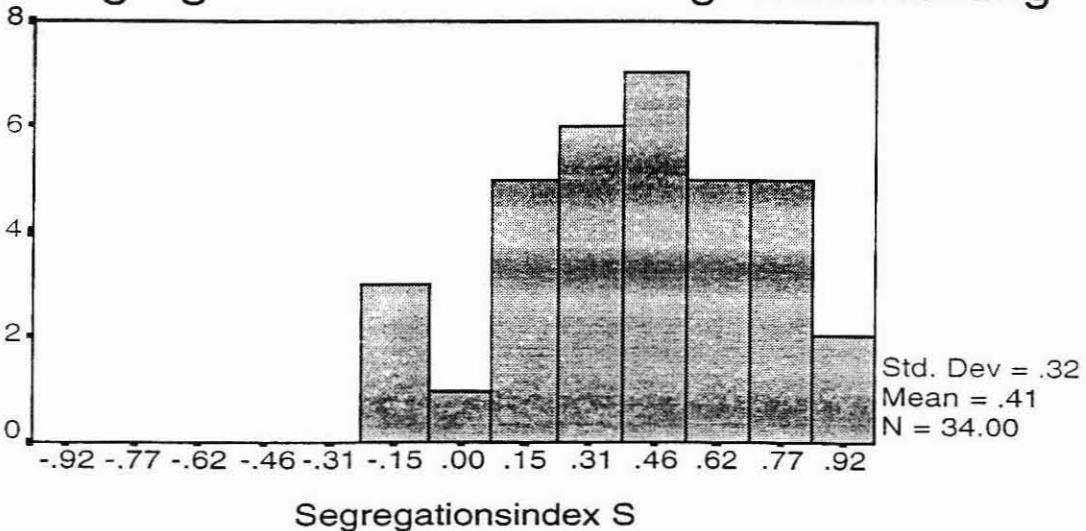
- GADOW, K. VON, FÜLDNER, K., 1995: Zur Beschreibung forstlicher Eingriffe, FwCbl, 114. Jg., S. 151-159
- GLEICHMAR, W., GEROLD, D. 1996: Strukturuntersuchungen im Buchenplenterwald, Tagungsbericht der Sektion Ertragskunde des DVFFA Neresheim, 20.-22.5.1996, S. 209-219
- HABER, W. 1982: Was erwarten Naturschutz und Landespflege von der Waldwirtschaft ? Schriftenreihe des Deutschen Rates für Landespflege, Vol. 40, S. 962-965
- PIELOU, E.C. 1977: Mathematical ecology, John Wiley & Sons, 385 S.
- PIELOU, E.C. 1975: Ecological diversity, John Wiley & Sons
- PINTO DA COSTA E. 1992: Zur räumlichen Vewteilung von Bäumen im Bestand. Untersuchungen in Bergmischwald-Beständen Zentralprotugals, Forstwissenschaftliches Centralblatt, 111. Jg., S. 403-415
- PRETZSCH, H. UND KAHN, M. 1996: Wuchsmodelle für die Unterstützung der Wirtschaftsplanung im Forstbetrieb, AFZ/Der Wald, H.25, S. 1-6
- PRETZSCH, H. 1996: Strukturvielfalt als Ergebnis waldbaulichen Handelns, Tagungsbericht der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbands Forstlicher Forschungsanstalten, Neresheim, 20.-22.Mai 1996, S. 134-154
- PRETZSCH, H. 1995a: Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs, AFJZ, 166. Jg., H. 9/10, S. 190-201
- PRETZSCH, H. 1995b: Perspektiven einer modellorientierten Waldwachstumsforschung, FwCbl, 114. Jg., S. 188-209
- PRETZSCH, H. 1993: Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main, Bd. 114, 87 S.
- QUEDNAU, H.-D. und FRÖHLICH, M. 1994: Statistical analysis of the distribution pattern of natural regeneration in forests, Forest Ecology and Management 73 (1995), S. 45-57
- RIPLEY, B.D. 1981: Spatial statistics, John Wiley & Sons
- RIPLEY, B.D. 1977: Modelling spatial patterns, J. Roy. Stat. Soc., Series B, Vol. 39, No. 2, S. 172-212
- SHANNON, C.E. 1948: The mathematical theory of communication. In Shannon, C.E., Weaver, W. (editors): The mathematical theory of communication, Urbana, Univ. of Illinois Press, S. 3-91
- STROBEL, G. 1996: Untersuchungen zur Rottenstruktur im Gebirgsfichtenwald, Tagungsbericht der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbands Forstlicher Forschungsanstalten, Neresheim, 20.-22.Mai 1996, S. 128-133
- UPTON, G. J. G. AND FINGLETON, B. 1989: Spatial data analysis by example, Volume II: categorial and directional data, John Wiley & Sons, 416 S.
- UPTON, G. J. G. AND FINGLETON, B. 1985: Spatial data analysis by example, Volume I: point pattern and quantitative data, John Wiley & Sons, 410 S.

Aggregationsindex R: Häufigkeitsverteilung



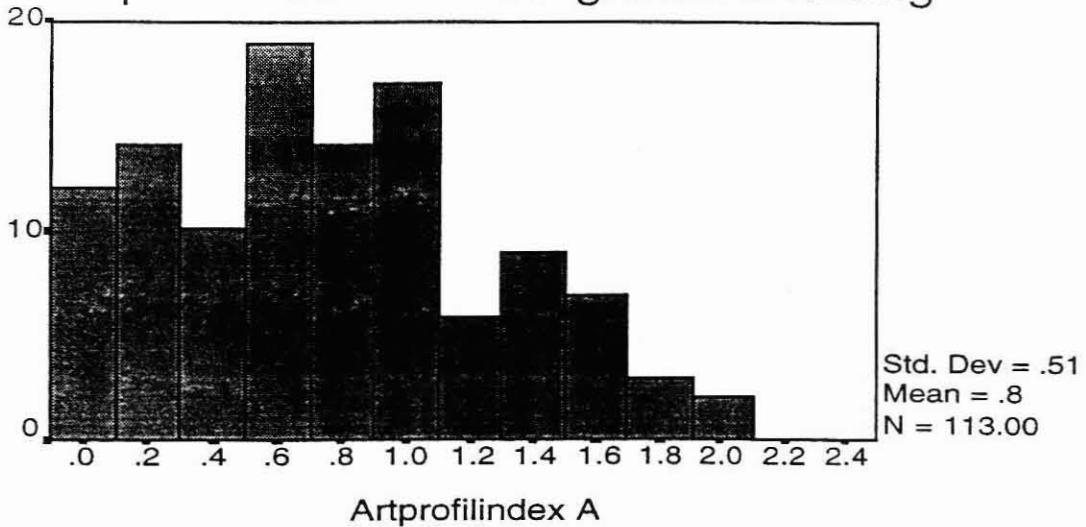
Aggregationsindex R - Gesamtbestand

Segregationsindex S: Häufigkeitsverteilung



Segregationsindex S

Artprofilindex A: Häufigkeitsverteilung



Artprofilindex A

Abbildung 1: Häufigkeitsverteilungen für die berechneten Strukturindizes.

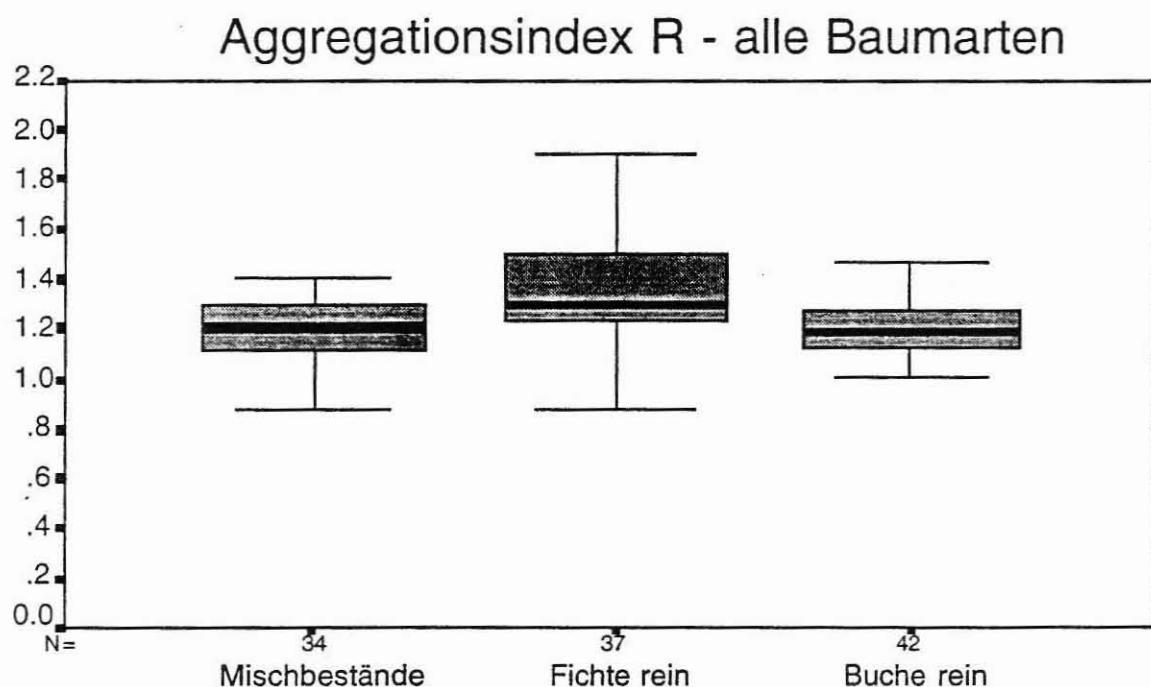
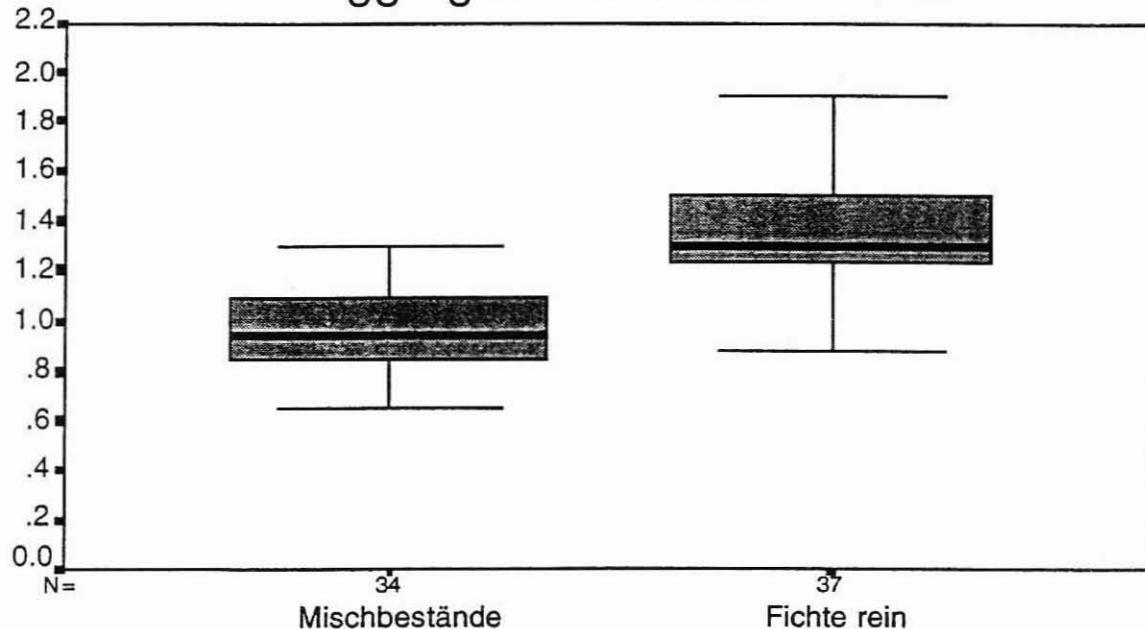


Abbildung 2: Boxplots für den Aggregationsindex R, kalkuliert für alle Baumarten getrennt nach Rein- und Mischbeständen. Die „Box“ umfaßt 50% der Ausprägungen von R, die T-förmigen „Whiskers“ grenzen das gesamte Datenmaterial ein. Die fett ausgezeichnete Linie kennzeichnet den Median.

Aggregationsindex R - Fichte



Aggregationsindex R - Buche

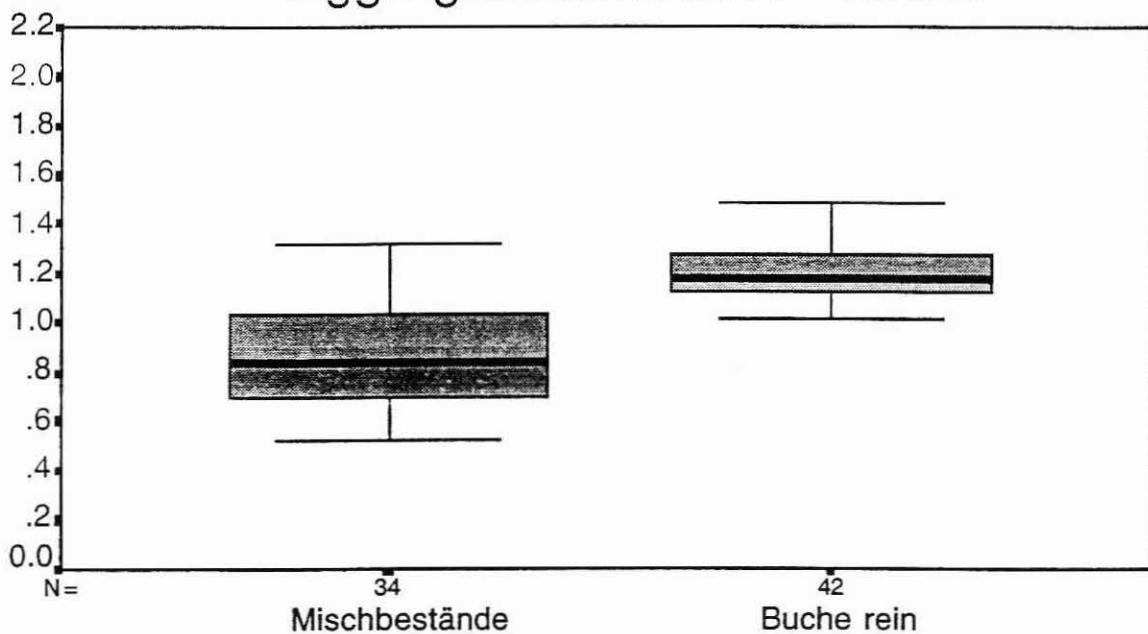
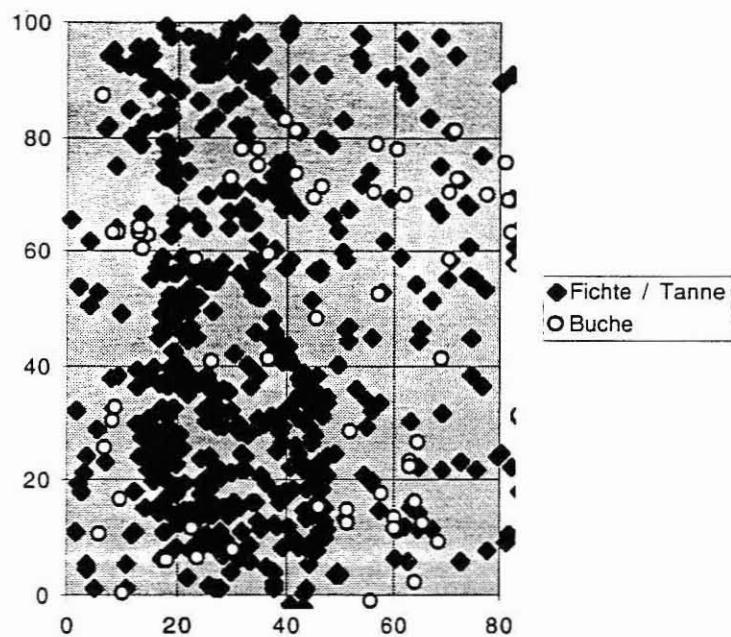
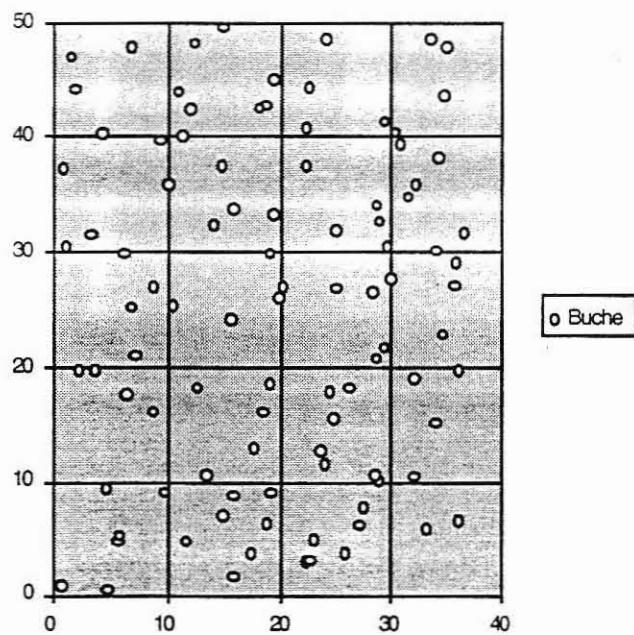


Abbildung 3: Boxplots für den Aggregationsindex R berechnet für die Baumarten Fichte (oben) und Buche (unten). Zur Erläuterung von Boxplots s. Abbildung 2.



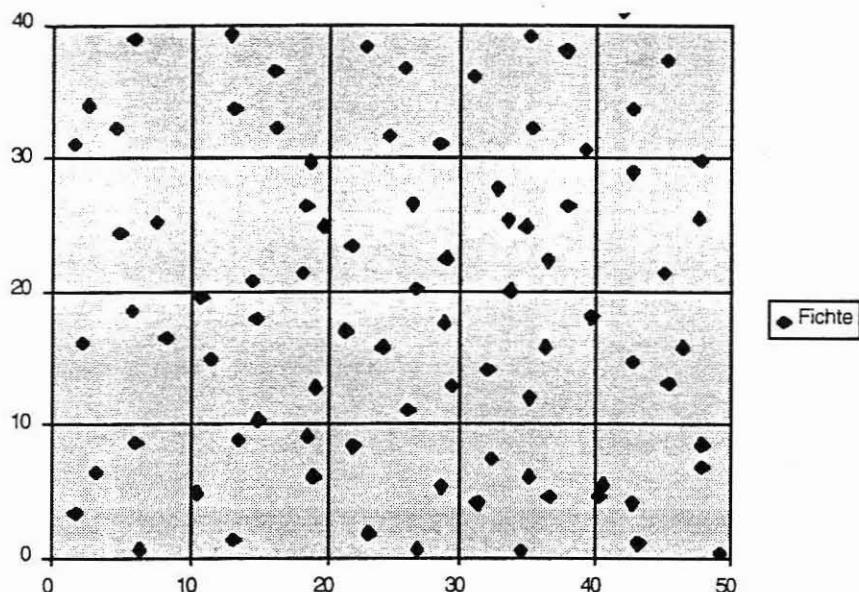
$$R = 0,86^{***}, \text{Kreuth 824/1}$$

Abbildung 4: Untere Grenze des beobachteten Wertespektrums des Aggregationsindex R: relativ stark ausgeprägte, höchst signifikante (***) Klumpung des Gesamtbestandes am Beispiel der Parzelle Kreuth 824/1, Fichten-Tannen-Jungbestand unter Altholzschild aus Fichte, Tanne (jeweils 250-jährig) und Buche (150-jährig).



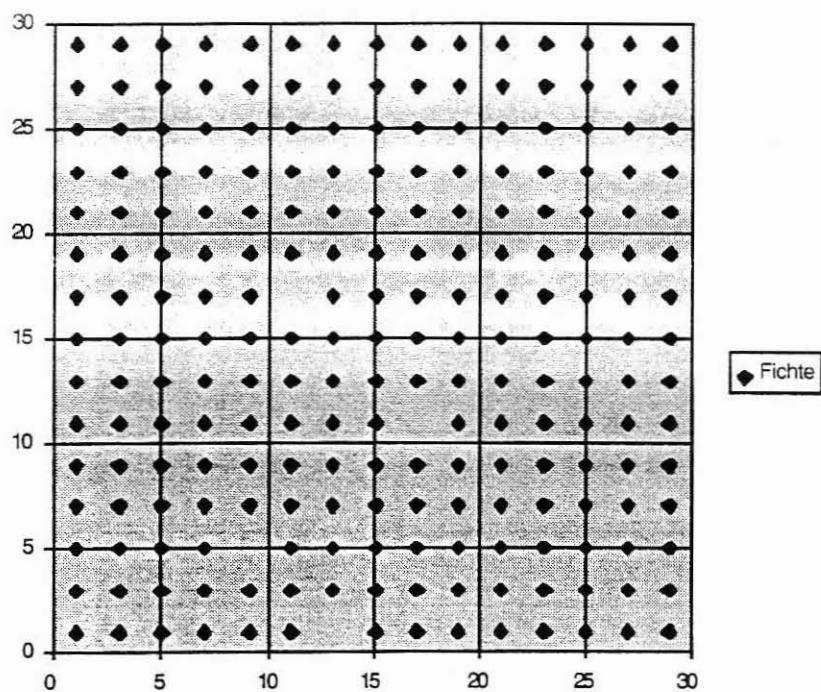
$$R = 1,01, \text{Zwiesel 111/8}$$

Abbildung 5: Zufällige horizontale Baumverteilung am Beispiel der Parzelle Zwiesel 111/8, Buche, 121-jährig.



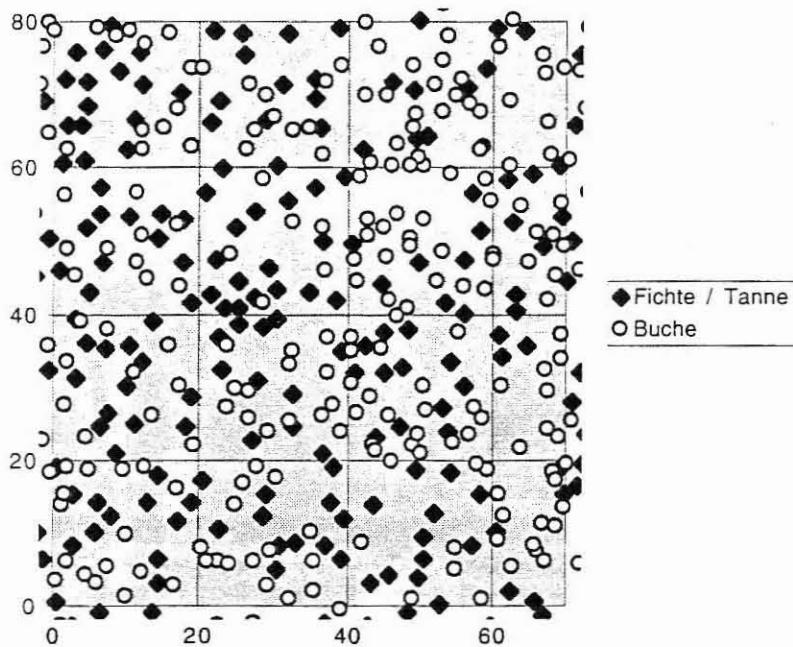
R = 1,30*, Sachsenried 67/2**

Abbildung 6: Höchst signifikante (***) Tendenz zur regelmäßigen Baumverteilung am Beispiel der Parzelle Sachsenried 67/2, Fichte, 119-jährig, B-Grad. Werte des Aggregationsindex R um 1,3 sind im untersuchten Datenmaterial am häufigsten.



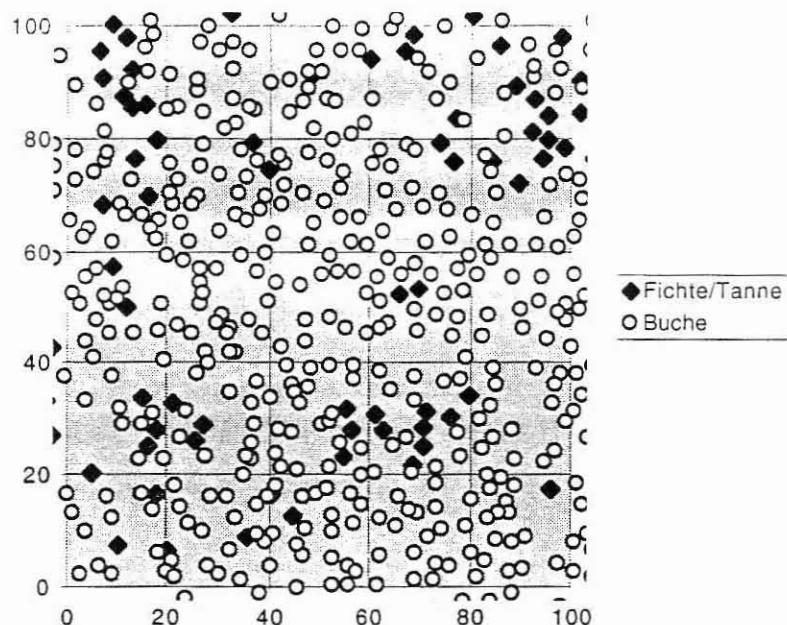
R = 1,90*, Zusmarshausen 603/3**

Abbildung 7: Extremfall der im Datenmaterial beobachteten regelmäßigen Verteilung, Parzelle Zusmarshausen 603/3, Fichte, 30-jährig.



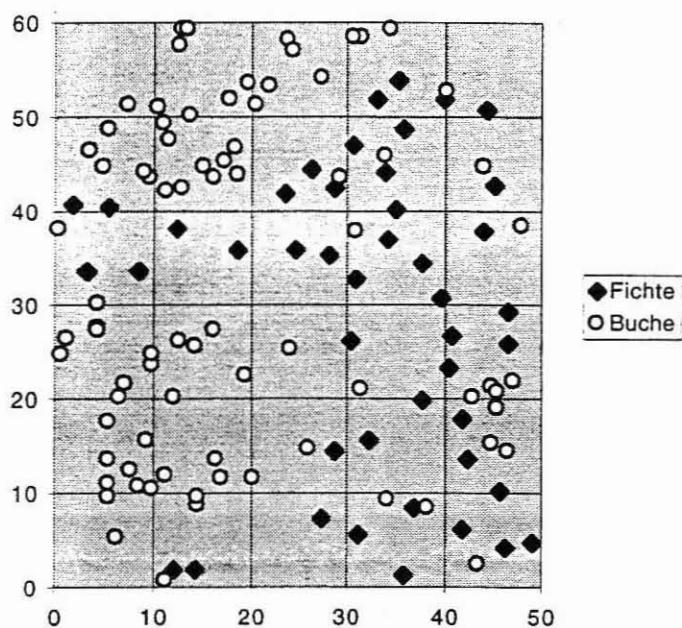
$S = -0,19^{**}$, Bodenmais 821/4, $R_{\text{alle}} = 1.35^{***}$, $R_{\text{Fi}} = 1.16^{***}$, $R_{\text{Bu}} = 1.08^*$

Abbildung 8: Untere Grenze des beobachteten Wertespektrums für den Segregationsindex S: hoch signifikante Assoziation der Baumarten am Beispiel der Parzelle Bodenmais 821/4. Fichte 100-, Tanne 90-, Buche 80-jährig. Neben S sind die Werte des Aggregationsindex R für den Gesamtbestand (R_{alle}), das Fichtenkollektiv (R_{Fi}) und das Buchenkollektiv (R_{Bu}) angegeben.



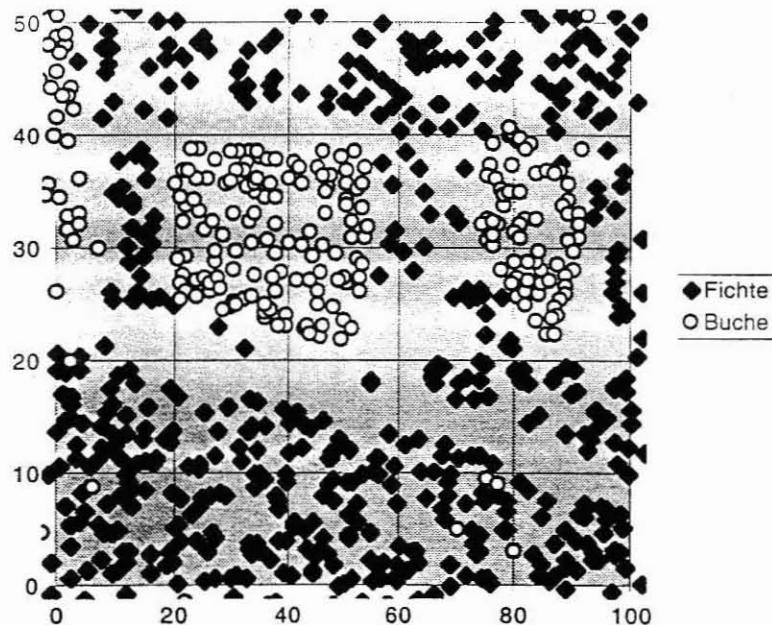
$S = -0,03$, Bodenmais 821/5, $R_{\text{alle}} = 1.38^{***}$, $R_{\text{Fi}} = 0.81^*$, $R_{\text{Bu}} = 1.32^{***}$

Abbildung 9: Unabhängige Verteilung der Baumarten am Beispiel der Parzelle Bodenmais 821/5, Fichte und Tanne 120-, Buche 140-jährig.



S = 0,43*, Zwiesel 111/6, $R_{alle} = 0.97, R_{Fi} = 0.88, R_{Bu} = 0.72***$**

Abbildung 10: Höchst signifikante (***) Segregation von Fichte und Buche am Beispiel der Parzelle Zwiesel 111/6, Buche 121-, Fichte 92-jährig. Segregation in der vorgestellten Größenordnung kommt im Datenmaterial am häufigsten vor.



S = 0,91*, Freising 813/1**

$R_{alle} = 1.19***, R_{Fi} = 1.08**, R_{Bu} = 0.6***$

Abbildung 11: Nahezu maximal ausgeprägte Segregation von Fichte und Buche am Beispiel der Parzelle Freising 813/1, Fichte 45-, Buche 60-jährig.

Artprofil-Index A

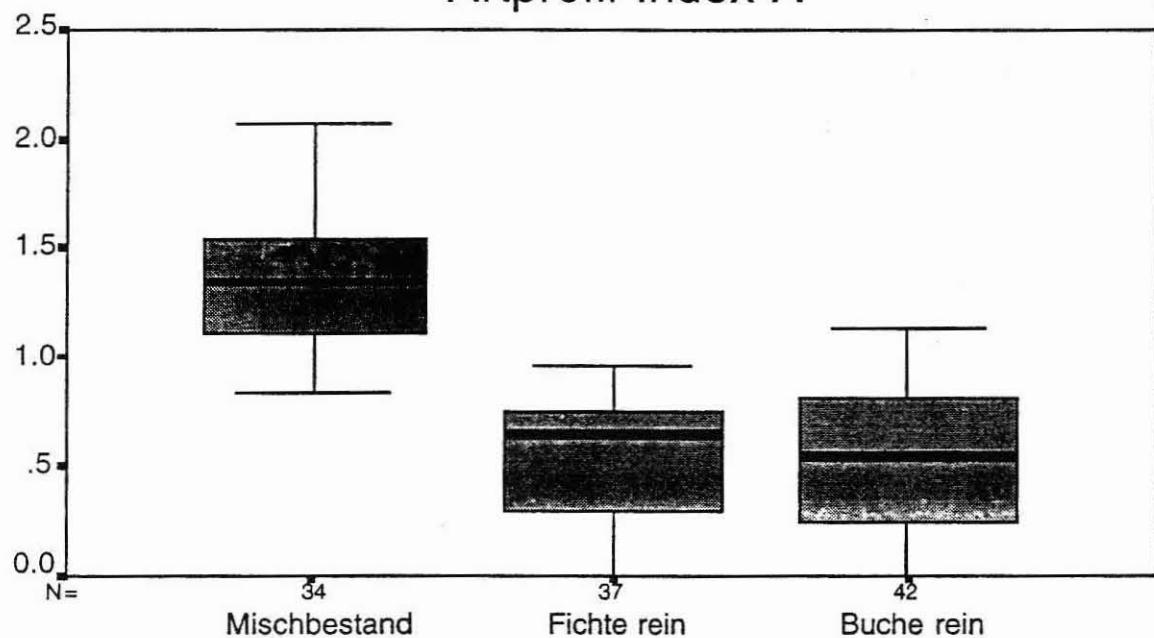
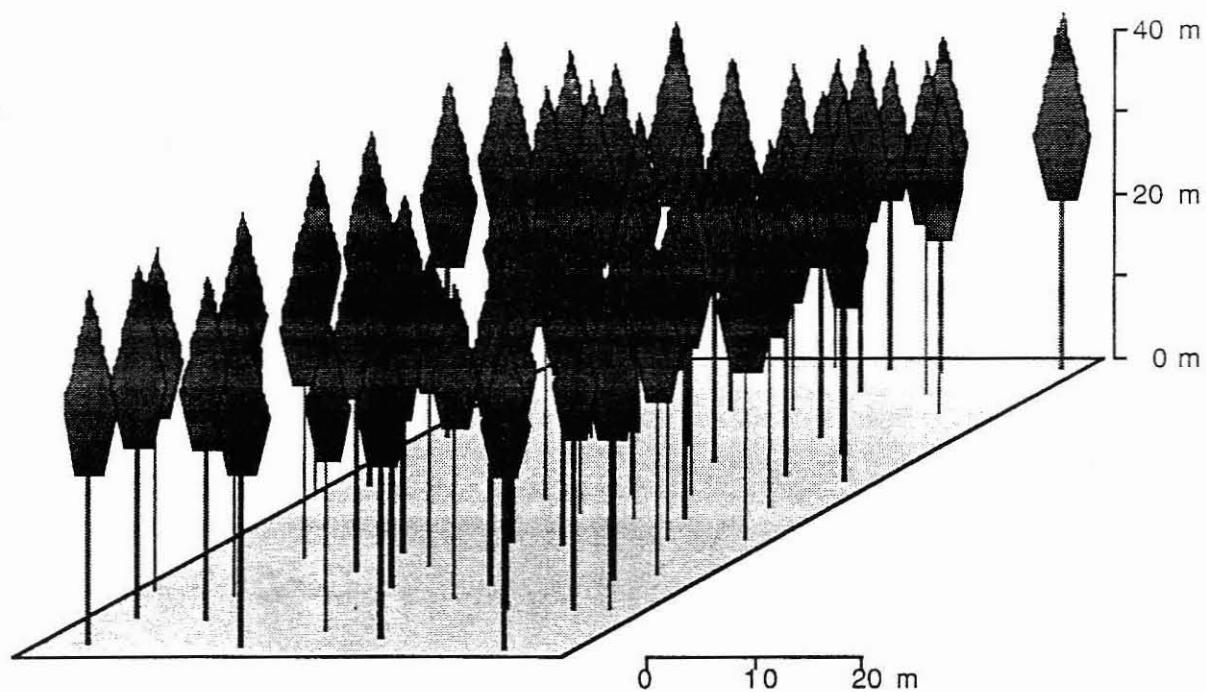
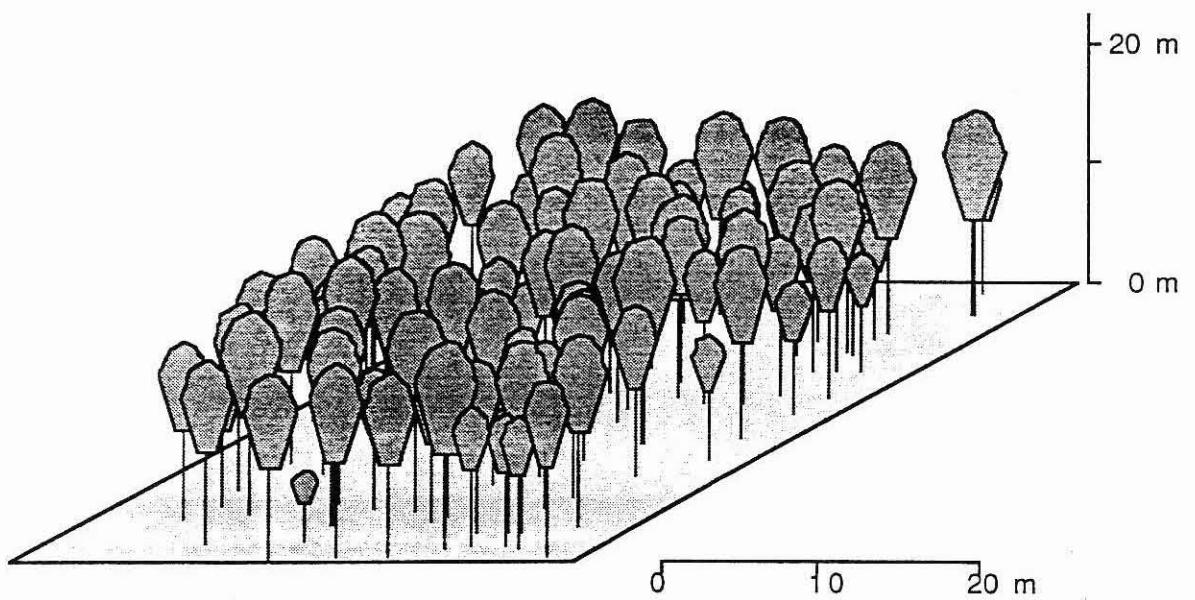


Abbildung 12: Boxplots für den Artprofilindex A, differenziert nach Rein- und Mischbeständen. Zur Erläuterung von Boxplots s. Abbildung 2.



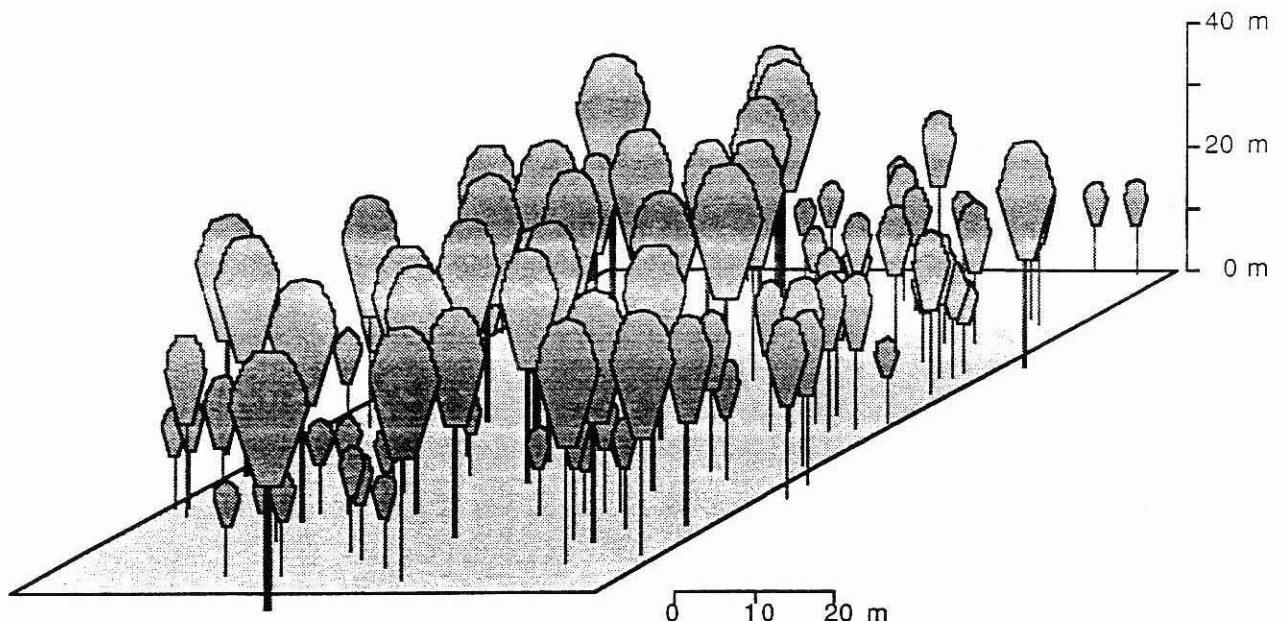
A = 0,00, Sachsenried 67/3

Abbildung 13: Minimalwert für den Artprofilindex A am Beispiel der Parzelle Sachsenried 67/3, Fichte 128-jährig, C-Grad.



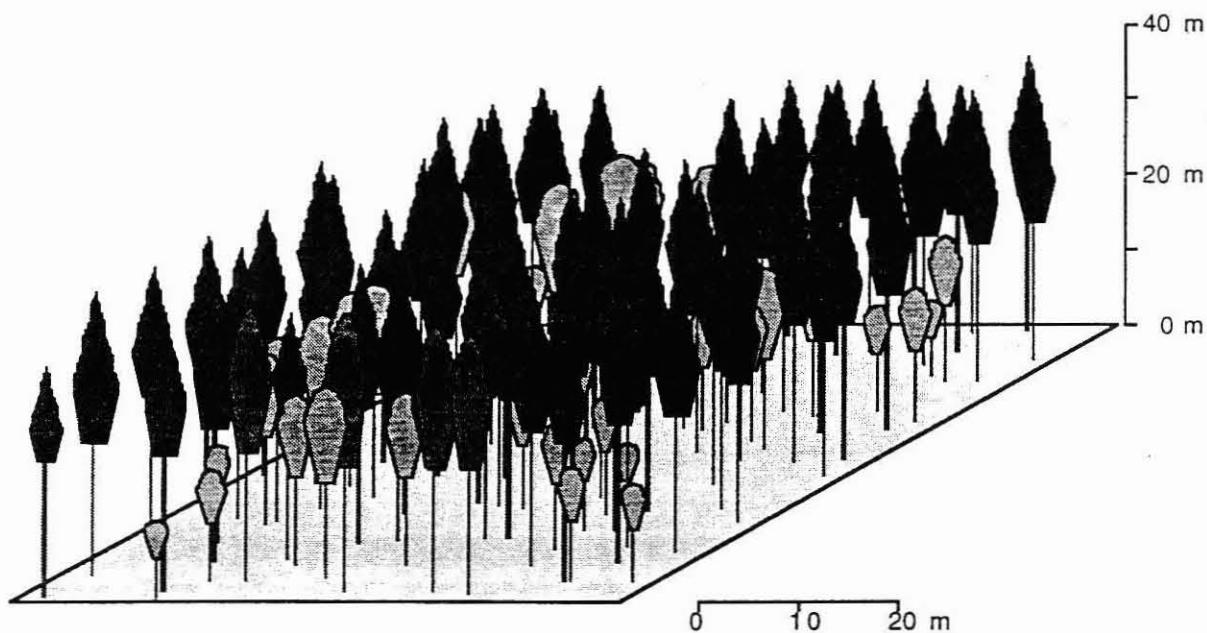
A = 0,74, Starnberg 91/1

Abbildung 14: Häufige Ausprägung des Artprofilindex A am Beispiel der Parzelle Starnberg 91/1, Buche 59-jährig, E-Grad.



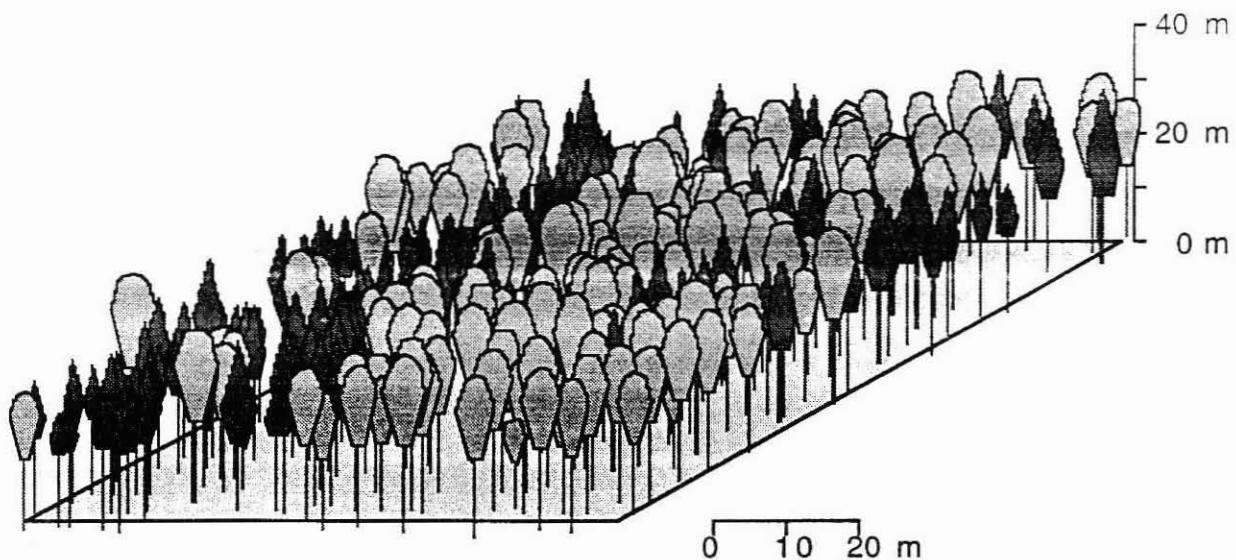
A = 1,02, Gerolzhofen 627/1

Abbildung 15: nahezu maximale Ausprägung des Artprofilindex A für Reinbestände, Parzelle Gerolzhofen 627/1, Buche, 200-jährig, Naturwald.



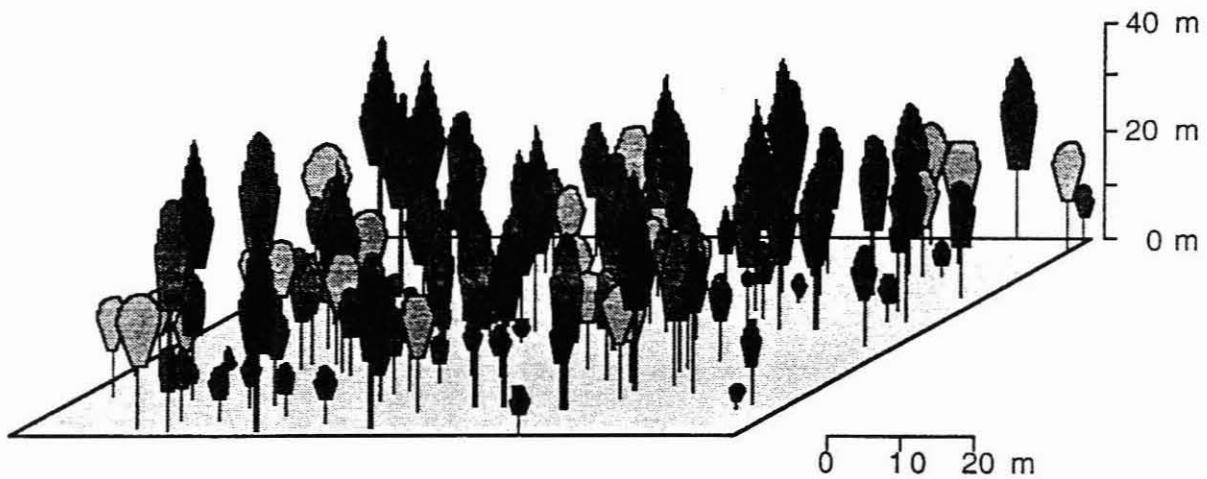
A = 1,13, Zwiesel 134/2

Abbildung 16: Unterer Bereich des Wertespektrums der Mischbestände für den Artprofilindex A am Beispiel der Bergmischwald-Parzelle Zwiesel 134/2, alle Baumarten 78-jährig. Buche hellgrau, Fichte dunkelgrau, Tanne mittelgrau gezeichnet.



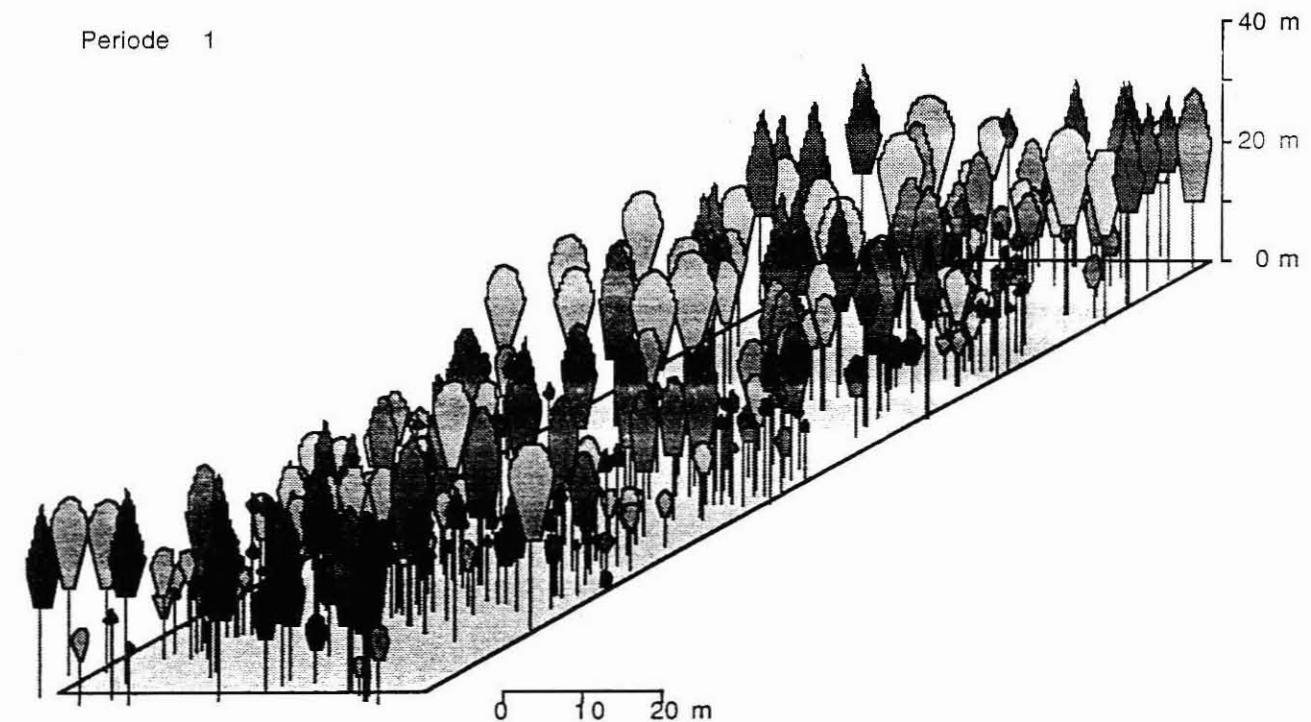
A = 1,45, Schongau 814/5

Abbildung 17: Häufige Ausprägung des Artprofilindex A für die Mischbestände am Beispielder Parzelle Schongau 814/5, Fichte 80-, Buche 100-jährig. Buche hellgrau, Fichte dunkelgrau gezeichnet.



A = 1,80, Freyung 129/3

Abbildung 18: Oberster Bereich des Wertespektrums für den Artprofilindex A am Beispiel der Plenterwaldparzelle Freyung 129/3. Buche hellgrau, Fichte dunkelgrau, Tanne mittelgrau gezeichnet.



A = 2,07, Bodenmais 821/1

Abbildung 19: Oberster Bereich des Wertespektrums für den Artprofilindex A am Beispiel des plenterartig strukturierten Bergmischwaldbestandes Bodenmais 821/1, Altbäume aller Arten ca. 150-jährig. Buche hellgrau, Fichte dunkelgrau, Tanne mittelgrau gezeichnet.