Die Kreisflächendichte als distanz-abhängiges Konkurrenzmaß

Thomas Ledermann
Institut für Waldwachstum und Waldbau, Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft (BFW), 1131 Wien, Seckendorff-Gudent-Weg 8

Einleitung

Einzelbaumwachstumsmodelle wie zum Beispiel PROGNOSIS/FVS (STAGE 1973, WYKOFF et al. 1982), CACTOS (WENSEL und DAUGHERTY 1985), MOSES (HASENAUER et al. 2006), BWIN (NAGEL 1999), MELA (HYNYNEN et al. 2002), SILVA (PRETZSCH et al. 2002) oder PROGNAUS (STERBA et al. 1995, LEDERMANN 2006) verwenden in ihren Zuwachfunktionen entweder distanz-abhängige oder distanz-unabhängige Konkurrenzmaße. Distanz-unabhängige Konkurrenzindizes werden üblicherweise als Mittelwert über einen ganzen Bestand berechnet, während distanz-abhängige Konkurrenzindizes die Konkurrenzsituation in der unmittelbaren Nachbarschaft eines Baumes beschreiben sollen (TOMÉ und BURKHART 1989, STAGE und WYKOFF 1998, LAPPI 2005). Welche dieser beiden Gruppen hinsichtlich der Erklärung der Zuwachsvarianz besser abschneidet, war schon öfters Gegenstand von Untersuchungen (z.B. BIGING und DOBBERTIN 1995, WINDHAGER 1999, Filipescu und COMEAU 2007).

Problemstellung

Unabhängig von allfälligen Evaluierungsergebnissen gibt es noch andere Rahmenbedingungen, die bei der Entwicklung eines Einzelbaumwachstumsmodells die Entscheidung, einen bestimmten Konkurrenzindex (CI) zu verwenden, beeinflussen. Als eines der wesentlichsten Kriterien ist in diesem Zusammenhang die Datenverfügbarkeit – sowohl für die Parametrisierung als auch für die Anwendung – zu nennen. Zum Beispiel sollten für ein regional oder überregional anwendbares Einzelbaumwachstumsmodell die Daten zur Modellparametrisierung möglichst repräsentativ für dieses Gebiet sein. Klassische Inventurdaten entsprechen zwar dieser Anforderung, geben aber meist keine Informationen über die Baumpositionen bzw. über die Abstände zwischen benachbarten Bäumen. Die Verwendung eines klassischen distanz-abhängigen CI ist daher aufgrund der fehlenden räumlichen Information nicht möglich. Einzelbaumdaten, die auch Baumpositionen einschließen und die daher die Verwendung eines distanz-abhängigen CI erlauben, stammen meist aus dem forstlichen Versuchswesen. Solche Dauerversuchsflächen sind jedoch selten gleichmäßig über das ganze Gebiet verteilt, für welches ein Wachstumsmodell parametrisiert werden soll. Zudem wurden diese Flächen meist in Beständen besserer Bonität angelegt, um rascher zu Versuchsergebnissen zu gelangen. Die Daten dieser Flächen sind daher selten repräsentativ für ein größeres Anwendungsgebiet.

Als distanz-unabhängige Konkurrenzindizes werden meist Bestandesdichtemaße verwendet (z.B. Stammzahl/ha, Grundfläche/ha, Crown Competition Factor (CCF) nach KRAJICEK at al. 1961). Diese Größen lassen sich auch aus Inventurdaten einfach berechnen, da sie meist nur den BHD als Eingangsgröße verwenden. Berechnet man einen solchen CI individuell für jede Probefläche des Inventurdatensatzes, so ist dieser CI aufgrund der Kleinheit der Probeflächen nicht mehr völlig distanz-unabhängig, da für die Berechnung nur Bäume verwendet werden, die im Bestand in unmittelbarer Nachbarschaft zueinander stehen. Daher bezeichnen STAGE und LEDERMANN (2008) diese Art von CI als semi-distanz-unabhängig. Darüber hinaus haben STAGE und LEDERMANN (2008) gezeigt, dass sich der Erwartungswert eines solchen Konkurrenzindex E(CI) für jeden Baum eines Bestandes auch aus den Baumabständen und der bei der Inventur verwendeten Probeflächengröße berechnen lässt. Beim Erwartungswert eines CI handelt es sich daher um den Mittelwert dieses CI, der aus allen möglichen Stichprobenflächen berechnet wird, die einen gegebenen Subjektbaum einschließen. Wird zum Beispiel die Grundfläche/ha als klassischer distanz-unabhängiger CI gewählt, dann stellt der Erwartungswert die mittlere Grundflächendichte um diesen Subjektbaum dar. Die von STAGE und LEDERMANN (2008) vorgestellte Methode eröffnet daher die Möglichkeit, die Vorteile von distanz-unabhängigen und distanz-abhängigen Konkurrenzmaßen zu kombinieren, d.h. einerseits die Modellparameter für einen distanz-unabhängigen CI aus einem repräsentativen Inventurdatensatz zu schätzen, und andererseits beim Vorhandensein von Baumpositionen das Modell distanz-abhängig anzuwenden. Dazu muss allerdings erst einmal geprüft werden, ob ein distanz-abhängig berechneter Erwartungswert eines semi-distanz-unabhängigen CI in der Lage ist, einen ähnlich hohen Erklärungsanteil an der Varianz von Einzelbaumzuwächsen zu erreichen, wie die klassischen distanz-abhängigen Konkurrenzmaße. Dieser Vergleich ist das Ziel des vorliegenden Beitrags und soll anhand der Zuwachsdaten von fünf Dauerversuchsflächen durchgeführt werden.

Daten

Für die vorliegende Untersuchung konnten Daten aus zwei verschiedenen Quellen verwendet werden. Zum einen wurden vom Institut für Waldwachstumsforschung der Universität für Bodenkultur (BOKU) die Daten der Hirschlacke zur Verfügung gestellt. Auf dieser von Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) dominierten, 3.5 ha großen Versuchsfläche wird seit 1977 Zielstärkennutzung mit dem Ziel betrieben, die damals bereits vorhandene Naturverjüngung zu fördern, und den einstigen Altersklassenwald in einen Plenterwald zu überführen. Aufgrund von weiteren Eingriffen hat sich noch zusätzliche Naturverjüngung eingestellt, sodass sich aus dem einstmals einschichtigen Bestand ein mittlerweile gut strukturierter zweischichtiger Bestandesaufbau entwickelt hat, der sich

auch in der BHD-Verteilung bereits zeigt (Abb. 1). Die Versuchfläche wird in 5-jährlichen Intervallen gemessen. Von allen Bäumen mit einem BHD ≥ 5 cm stehen die Koordinaten, sowie Messungen von BHD, Höhe und Kronenansatz über einen Zeitraum von 25 Jahren zur Verfügung. Für die vorliegende Untersuchung wurden die Daten der Perioden 1977-1982, 1987-1992 und 1997-2002 als drei „unabhängige Plots" betrachtet, um das Verhalten der CIs unter verschiedenen Bestandesstrukturen überprüfen zu können.

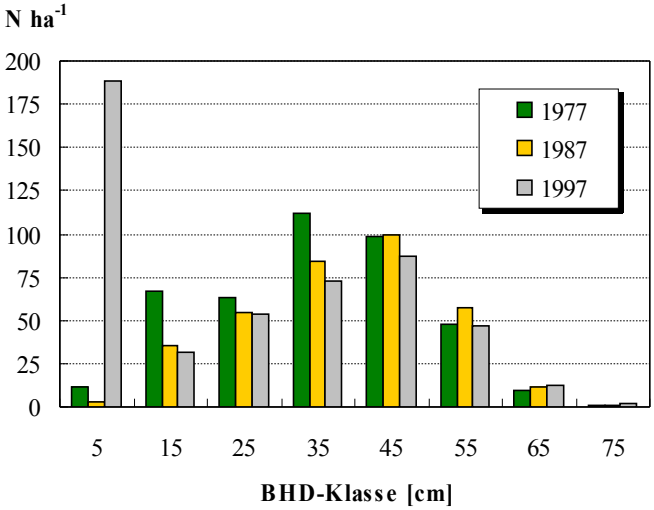

Abbildung 1: BHD-Verteilungen der Versuchfläche Hirschlacke zu drei verschiedenen Aufnahmezeitpunkten

Die zweite Datenquelle umfasste zwei Dauerversuchsfläche des Instituts Waldwachstum und Waldbau des BFW Wien. Die 4.0 ha große Versuchfläche Gaal wurde 1995 in einem 150-jährigen Bestand aus Fichte mit beigemischter Lärche (*Larix decidua* Mill.) angelegt. Ziel dieses Versuchs ist die Zuwachsbeobachtung während der Naturverjüngungsphase. Baumkoordinaten sowie Messungen von BHD und Höhe standen aus den Jahren 1995 und 2000 von allen Bäumen ab einer Höhe von 9 m zur Verfügung. Die Versuchfläche in Lankowitz stammt aus dem österreichischen Solitärprogramm. Die Fläche wurde 1989 in einem 18 Jahre alten Fichten-Reinbestand mit einer Ausgangsstammzahl von ca. 4000 Bäumen/ha angelegt. Die gesamte Versuchsfläche besteht aus vier Parzellen mit einer Größe von jeweils 0.25 ha. Nach Einrichtung des Versuchs wurden die Stammzahlen folgendermaßen reduziert: zwei Parzellen auf 700, eine Parzelle auf 2500 und eine Parzelle auf 350 Stämme/ha. Da die vier Parzellen gleichmäßig aneinander angrenzend in einem Quadrat verteilt sind, können diese zu einer 1.0 ha großen Fläche mit räumlich unterschiedlicher Bestandesdichte zusammengefasst werden. Baumkoordinaten sowie Messungen von BHD und Höhe standen aus den Jahren 1989 und 1994 für alle Bäume ab einer Höhe von 1.3 m zur Verfügung. Lediglich auf der dichtesten Parzelle (2500 Stämme/ha) wurden die Baumhöhen nur von einem Teilkollektiv gemessen und die fehlenden Höhen mittels Höhenkurve ergänzt. Bestandeskennzahlen der Untersuchungsbestände finden sich in Tabelle 1.

Tabelle 1: Bestandeskennzahlen der Untersuchungsbestände

Versuchfläche	Alter	N/ha	dg (cm)	h_L (m)	$\overline{ig_5}$ (cm^2)
Hirschlacke 1977	110	411	37.4	30.8	59.4
Hirschlacke 1987	120	347	40.5	32.8	75.1
Hirschlacke 1997	-	495	32.4	33.4	70.0
Gaal	150	231	45.1	32.0	105.0
Lankowitz	18	851	11.4	10.6	115.4

Distanz-abhängige Konkurrenzindizes

Aus der Gruppe der Size-ratio-Indizes wurden der Index nach Hegyi (1974), Tomé und Burkhart (1989), Biging und Dobbertin (1992) sowie Martin und Ek (1984) gewählt. Bei diesen Konkurrenzmaßen werden ausgewählte Baumattribute (z.B. BHD oder Kronenquerschnittfläche) von Subjektbaum und Konkurrent zueinander in Beziehung gesetzt, und dieses Verhältnis in irgendeiner Form mit der Distanz zwischen den beiden Bäumen gewichtet. Üblicherweise wird bei diesen Konkurrenzmaßen ein Suchradius zur Identifikation von Konkurrenten verwendet. In der vorliegenden Arbeit wurde jedoch darauf verzichtet, damit der Distanzeffekt zwischen zwei Bäumen voll im CI abgebildet ist.

Bei den Overlap-Indizes (BELLA 1971, MONSERUD 1975, PRETZSCH et al. 2002) wird ebenfalls ein Verhältnis aus Baumgrößen berechnet, die Gewichtung erfolgt aber nicht direkt sondern indirekt mit der Distanz, da aufgrund der Baumabstände Überlappungszonen berechnet werden, die ihrerseits als Gewichtungsfaktor in die Berechnung einfließen. Die Auswahl der Konkurrenten ergibt sich bei diesen Konkurrenzmaßen aufgrund einer allfälligen Überlappung automatisch. Für die beiden CIs nach BELLA (1971) und MONSERUD (1975) wird der Überlappungsbereich jeweils als Verschneidung von zwei Kreisen berechnet. Die Kreise selbst werden über die Kronenradien von Solitärbäumen (HASENAUER 1997) berechnet. Der Konkurrenzindex KKL nach PRETZSCH et al. (2002) berechnet hingegen einen vertikalen Überlappungsbereich β_{ij} eines Konkurrenten mit einem Lichtkegel von 60°, der in 60 % der Höhe des Subjektbaumes fixiert wird (Abb. 2, links).

$$\beta_{ij} = \arctan\left(\frac{h_i - 0.6h_j}{Dist_{ij}}\right) - \frac{\pi}{3} \qquad (1)$$

Als Konkurrenten kommen nur jene Bäume in Betracht, deren Wipfel in den Lichtkegel hineinragt, d.h. deren Überlappung $\beta_{ij} > 0$ ist.

Etwas unterschiedlich gegenüber den vorigen Gruppen ist der Konkurrenzindex BDCV nach BIGING und DOBBERTIN (1992). Dieser ist definiert als der Quotient aus dem Kronenvolumen des Konkurrenten und dem Kronenvolumen des Subjektbaumes. Allerdings geht in die Berechnung nur jener Teil vom Kronenvolumen des Konkurrenten ein, der über dem Schnittpunkt a_i der Stammachse des Konkurrenten mit der Begrenzenden eines 80° Suchkegels liegt (Abb. 2, rechts).

Tabelle 2 gibt eine Übersicht über alle distanz-abhängigen Konkurrenzindizes, die in der vorliegenden Untersuchung verwendet wurden.

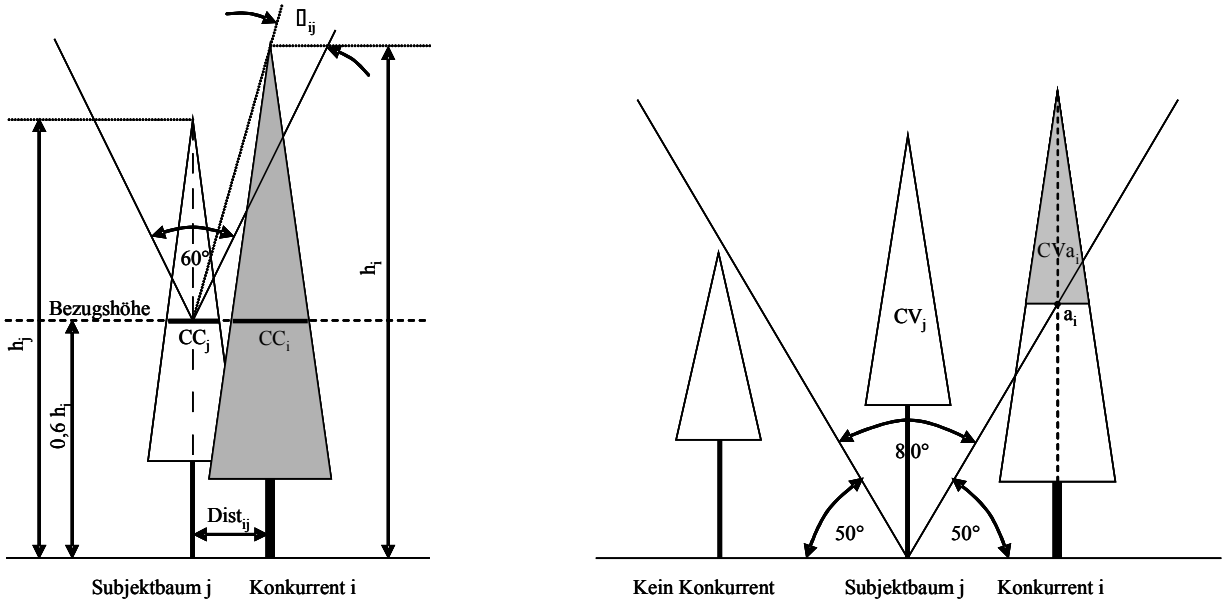

Abbildung 2: Links: Konkurrentenauswahl beim KKL nach PRETZSCH et al. (2002). Rechts: Konkurrentenauswahl beim BDCV nach BIGING und DOBBERTIN (1992)

Tabelle 2: Distanz-abhängige Konkurrenzindizes

Autoren	Bezeichnung	Gleichung
HEGYI 1974	HE	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{DBH_i}{DBH_j (Dist_{ij} + 1)}$
TOMÉ und BURKHART 1989	TB	Wenn $DBH_j < DBH_i$ dann $\sum_{i=1}^{k} \frac{DBH_i}{DBH_j} \left(\frac{1}{Dist_{ij}} \right)$ Wenn $DBH_j > DBH_i$ dann $- \sum_{i=1}^{l} \frac{DBH_j}{DBH_i} \left(\frac{1}{Dist_{ij}} \right)$
BIGING und DOBBERTIN 1992	BDCC	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{CC_i}{CC_j (Dist_{ij} + 1)}$
MARTIN und EK 1984	ME	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{DBH_i}{DBH_j} \times e^{-\left(\frac{16\, Dist_{ij}}{DBH_j + DBH_i} \right)}$
BELLA 1971	OVL	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{ZO_{ij}}{ZA_j} \left(\frac{DBH_i}{DBH_j} \right)^{EX}$
MONSERUD 1975	MO	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{ZO_{ij}}{ZA_j} \left(\frac{h_i \times CWO_i}{h_j \times CWO_j} \right)$
PRETZSCH et al. 2002	KKL	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \beta_{ij} \left(\frac{CC_i}{CC_j} \right) TM_i$
BIGING und DOBBERTIN 1992	BDCV	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} \frac{CVa_i}{CV_j}$

Variable: n, Anzahl der Konkurrenten; DBHj und DBHi, BHD von Subjektbaum j und Konkurrent i; Distij, Distanz zwischen Subjektbaum j und Konkurrent i; k, Anzahl der Konkurrenten mit einem größeren BHD als der Subjektbaum j; l, Anzahl der Konkurrenten mit einem kleineren BHD als der Subjektbaum j; CCj, Kronenquerschnittsfläche von Subjektbaum j in einer relativen Höhe des Subjektbaumes; CCi, Kronenquerschnittsfläche des Konkurrenten i in einer relativen Höhe des Subjektbaumes; ZOij, Überlappungsbereich der Einflusszonen von Subjektbaum j und Konkurrent i; ZAj, Fläche der Einflusszone von Subjektbaum j; EX, Exponent (in dieser Untersuchung EX = 1, siehe Alemdag (1978)); hj und hi, Höhe von Subjektbaum j und Konkurrent i; CWOj und CWOi, Solitärkronenbreiten von Subjektbaum j und Konkurrent i; bij, vertikaler Überlappungsbereich zwischen Lichtkegel und Krone des Konkurrenten i, wenn bij ≤ 0 gibt es keine Überlappung (Abb. 2, links); TMi, baumartenspezifischer Lichttransmissionskoeffizient des Konkurrenten i (Pretzsch et al. 2002); CVj, Kronenvolumen von Subjektbaum j; CVai, Kronenvolumen von Konkurrent i oberhalb des Schnittpunkts ai eines Höhenwinkels und der Stammachse des Konkurrenten (Abb. 2, rechts). Zur Berechnung der Kronenquerschnittsflächen und der Kronenvolumina wurden die Modelle von Pretzsch et al. (2002) verwendet.

Semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes

Die Idee der semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzmaße basiert auf dem Point-sampling-Konzept. Dabei wird die Probefläche nicht wie beim Plot-sampling um das Probekreiszentrum abgesteckt, sondern es wird die (kreisförmige) Probefläche um jeden Baum des Bestandes gelegt und geprüft, ob das Probekreiszentrum von dieser Fläche eingeschlossen ist. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein beliebiger Baum eines Bestandes in eine Stichprobe fällt, ist sowohl beim Plot-sampling als auch beim Point-sampling proportional zur verwendeten Probeflächengröße. Die Wahrscheinlichkeit, dass zwei Bäume in dieselbe Stichprobe fallen, ist proportional zur Überlappungsfläche a_{ij} zwischen der um den Subjektbaum j gelegten Probefläche a_j und der um den Konkurrenten i gelegten Probefläche a_i. Werden für die Stichprobenerhebung fixe Probekreise verwendet, so gilt $a_j = a_i$. Im Falle von Winkelzählproben oder konzentrischen Probekreisen muss die Größe der Probefläche aufgrund des BHD berechnet oder festgelegt werden. Der Quotient a_{ij}/a_j entspricht dem Erwartungswert $E[\delta_i]$ für die bedingte Wahrscheinlichkeit δ_i, dass der Konkurrent i in die Stichprobe fällt, unter Bedingung dass der Subjektbaum j ebenfalls in derselben Stichprobe ist. Daraus folgt:

$$E\left[CI_j\right] = c_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} c_i E\left[\delta_i\right] = c_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} c_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right) \qquad (2)$$

mit n der Anzahl der Bäume, deren Probekreise sich mit jenem des Subjektbaumes überschneiden, und $c_{.}$ jenem Baumattribut, über das der ursprünglich distanz-unabhängige Konkurrenzindex definiert ist. Im Falle der Kreisflächendichte wäre c_j die vom Subjektbaum j bzw. c_i die vom Konkurrenten i repräsentierte Kreisfläche je Hektar. Der Beitrag des Konkurrenten i zum Konkurrenzindex CI_j wird umso größer, je größer die Überlappungsfläche a_{ij} ist. Diese ist wiederum dann größer, je näher Subjektbaum j und Konkurrent i beieinander stehen. In Tabelle 3 findet sich eine Übersicht über die im vorliegenden Beitrag untersuchten semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes.

Tabelle 3: Semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes

Bezeichnung	Einheit	Gleichung
TD (Stammzahl)	Bäume/ha	$Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} Nrep_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
SOD (BHD-Summe)	m/ha	$DBH_j \times Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} DBH_i \times Nrep_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
CCF (KRAJICEK at al. 1961) (Crown competition factor)	%	$CWO^2{}_j \left(\frac{\pi}{400} \right) Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} CWO^2{}_i \left(\frac{\pi}{400} \right) Nrep_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
BA (Kreisfläche)	m²/ha	$DBH^2{}_j \left(\frac{\pi}{4} \right) Nrep_j + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} DBH^2{}_i \left(\frac{\pi}{4} \right) Nrep_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right)$
BAL (WYKOFF 1990) (Kreisfläche größerer Bäume)	m²/ha	$\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{n} DBH^2{}_i \left(\frac{\pi}{4} \right) Nrep_i \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right) GT$

Variable: n, Anzahl der Konkurrenten; $Nrep_j$ und $Nrep_i$, repräsentierte Stammzahl je Hektar von Subjektbaum j und Konkurrent i; a_j, Fläche des Probekreises der um Subjektbaum j gelegt wird; a_{ij}, Fläche des Überlappungsbereiches der Probekreise, die um Subjektbaum j und Konkurrent i gelegt werden; DBH_j und DBH_i, BHD von Subjektbaum j und Konkurrent i; CWO_j und CWO_i, Solitärkronenbreiten von Subjektbaum j und Konkurrent i; GT, Dummy-Variable die mit 1 codiert wird, wenn der BHD des Konkurrenten größter ist als jener des Subjektbaumes.

Analyse

In jedem Bestand wurden für jeden Baum sowohl alle distanz-abhängigen als auch alle semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes berechnet. Für letztere wurden folgende Probeflächengrößen gewählt: Fixe Probekreise mit 400, 300 und 200 m^2 bzw. Winkelzählproben mit einem Zählfaktor von 4, 6 und 8 m^2/ha. Zur Vermeidung eines allfälligen Randeffekts wurden nur Bäume innerhalb einer Kernzone in die Analyse einbezogen. Der Abstand zum Rand wurde aufgrund des größten im Bestand vorkommenden BHD und des kleinsten Zählfaktors (4 m^2/ha) berechnet. Weiters wurden nur Fichten in die Untersuchung einbezogen, da der Anteil anderer Baumarten eher gering war.

Untersucht wurden die verschiedenen Konkurrenzindizes mit Hilfe einer partiellen Korrelationsanalyse. Dieser Ansatz wurde deswegen gewählt, da in Einzelbaumwachstumsmodellen der Zuwachs nie aus dem Konkurrenzindex allein geschätzt wird, sondern die Größe des Baumes immer in das Modell eingeht, entweder über einen potentiellen Zuwachs (vgl. SILVA, PRETZSCH et al. 2002), oder direkt als unabhängige Variable wie in PROGNAUS (MONSERUD und STERBA 1996). Führt man eine derartige Untersuchung auf Basis einer einfachen Korrelationsanalyse durch bei der lediglich der Zusammenhang zwischen dem Zuwachs und dem CI untersucht wird, so führt das zu verzerrten Ergebnissen, da im CI selbst immer auch die Größe des Baumes als Information enthalten ist. Daher wurde in dieser Untersuchung das Zuwachsmodell von MONSERUD und STERBA (1996) verwendet, das den Logarithmus des fünf-jährigen Grundflächenzuwachses in Abhängigkeit von Größen-, Konkurrenz- und Standortsvariablen beschreibt. Weil aber in diesem Beitrag jeder Bestand separat analysiert wurde, konnte das unterstellte Modell auf die Größen- und Konkurrenzvariable reduziert werden:

$$\ln(BAI) = a + b_1 \ln(BHD) + b_2 BHD^2 + b_3 \ln(CR) + c_1 CI \qquad (3)$$

mit *BAI*, dem fünf-jährigen Grundflächenzuwachs, *BHD*, dem Brusthöhendurchmesser als Maß für die Baumgröße bzw. als Stellvertreter für das Alter, *CR*, dem Kronenprozent als Maß für die Konkurrenz der Vergangenheit, und mit *CI*, dem jeweiligen Konkurrenzindex als Maß für die aktuelle Konkurrenz. Hinsichtlich der Erklärung der Variation von ln(*BAI*) gibt der partielle Korrelationskoeffizient eines Konkurrenzindex *CI* Auskunft darüber, wie hoch dessen zusätzlicher Beitrag neben jenem von *BHD* und *CR* ist.

Ergebnisse

Die partielle Korrelation zwischen ln(*BAI*) und aktueller Konkurrenz ist je nach CI und Bestandsituation ziemlich unterschiedlich. Trotzdem sind die meisten der partielle Korrelationskoeffizienten signifikant auf einem Signifikanzniveau von $\alpha = 0.05$. Interessanterweise findet sich die größte Anzahl an nicht signifikanten Beziehungen innerhalb der Gruppe der klassischen distanz-abhängigen Konkurrenzindizes im Untersuchungsbestand Hirschlacke (Tabelle 4). Unter den semi-distanz-unabhängigen CIs erreichte die Stammzahl/ha (TD) immer die schwächste Korrelation, insbesondere dann, wenn sie aus Winkelzählproben berechnet wurde (Tabelle 5). Alle anderen semi-distanz-unabhängigen CIs ergaben einen stets signifikanten Erklärungsanteil unabhängig davon, ob sie aus Winkelzählproben oder aus fixen Probekreisen berechnet wurden (Tabellen 5 und 6). Die Untersuchung zeigte weiters, dass innerhalb eines Bestandes die partielle Korrelation zwischen ln(*BAI*) und Kreisflächendichte (BA) oder Kreisflächendichte größerer Bäume (BAL) mindestens genauso hoch ist wie die des besten distanz-abhängigen CI. Die Korrelationen hängen ebenso von der Probeflächengröße bzw. vom Zählfaktor der Winkelzählprobe ab.

Tabelle 4: Partielle Korrelationskoeffizienten für die klassischen distanz-abhängigen CIs. Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$. Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 2.

		Konkurrenz-Index							
Versuchsfläche	n	HE	TB	BDCC	ME	OVL	MO	KKL	BDCV
Hirschlacke 1977	390	**0.053**	**-0.075**	**0.019**	-0.245	-0.152	-0.152	**-0.093**	**-0.084**
Hirschlacke 1987	338	**-0.047**	-0.174	**-0.098**	-0.285	-0.221	-0.229	-0.245	**-0.082**
Hirschlacke 1997	419	-0.165	-0.191	-0.127	**-0.052**	**-0.010**	**0.000**	**-0.052**	**0.006**
Gaal	115	**-0.181**	-0.262	**-0.175**	-0.268	-0.270	-0.259	-0.248	**-0.144**
Lankowitz	542	-0.625	-0.561	-0.632	-0.755	-0.709	-0.700	-0.713	-0.727

Table 5: Partielle Korrelationskoeffizienten für semi-distanz-unabhängige CIs berechnet aus Winkelzählproben. Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$. Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 3.

	Zählfaktor	Konkurrenz-Index				
Versuchsfläche	(m^2 ha^{-1})	TD	SOD	CCF	BA	BAL
Hirschlacke 1977 (n = 390)	4	-0.160	-0.211	-0.206	-0.245	-0.264
	6	-0.142	-0.206	-0.192	-0.249	-0.258
	8	-0.123	-0.195	-0.174	-0.245	-0.253
Hirschlacke 1987 (n = 338)	4	**-0.079**	-0.183	-0.171	-0.256	-0.224
	6	**-0.083**	-0.187	-0.181	-0.259	-0.229
	8	**-0.080**	-0.184	-0.179	-0.257	-0.230
Hirschlacke 1997 (n = 419)	4	-0.150	-0.245	-0.231	-0.226	-0.264
	6	-0.136	-0.236	-0.219	-0.226	-0.264
	8	-0.117	-0.224	-0.208	-0.227	-0.270
Gaal (n = 115)	4	**-0.161**	-0.231	-0.238	-0.245	-0.299
	6	**-0.166**	-0.250	-0.255	-0.263	-0.320
	8	**-0.167**	-0.259	-0.261	-0.272	-0.328
Lankowitz (n = 542)	4	-0.154	-0.699	-0.722	-0.739	-0.730
	6	**-0.039**	-0.667	-0.699	-0.716	-0.701
	8	**0.029**	-0.620	-0.664	-0.683	-0.665

Table 6: Partielle Korrelationskoeffizienten für semi-distanz-unabhängige CIs berechnet aus fixen Probekreisen. Fettgedruckte Werte sind nicht signifikant auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$. Abkürzungen der CIs siehe Tabelle 3.

	Probekreis	Konkurrenz-Index				
Versuchsfläche	(m^2)	TD	SOD	CCF	BA	BAL
Hirschlacke 1977 (n = 390)	400	-0.190	-0.237	-0.235	-0.259	-0.278
	300	-0.202	-0.250	-0.244	-0.270	-0.281
	200	-0.195	-0.246	-0.230	-0.269	-0.279
Hirschlacke 1987 (n = 338)	400	**-0.100**	-0.213	-0.186	-0.282	-0.236
	300	-0.109	-0.224	-0.199	-0.292	-0.247
	200	-0.115	-0.234	-0.209	-0.301	-0.257
Hirschlacke 1997 (n = 419)	400	-0.137	-0.239	-0.165	-0.197	-0.237
	300	-0.150	-0.247	-0.177	-0.201	-0.244
	200	-0.163	-0.248	-0.177	-0.194	-0.244
Gaal (n = 115)	400	**-0.185**	-0.228	-0.230	-0.231	-0.279
	300	-0.210	-0.257	-0.255	-0.256	-0.305
	200	-0.235	-0.296	-0.289	-0.299	-0.347
Lankowitz (n = 542)	400	-0.702	-0.732	-0.737	-0.742	-0.759
	300	-0.709	-0.734	-0.742	-0.745	-0.761
	200	-0.713	-0.744	-0.748	-0.752	-0.766

Diskussion

Die Ergebnisse zeigen, dass vor allem die beiden semi-distanz-unabhängigen CIs Kreisflächedichte (BA) und Kreisflächedichte größerer Bäume (BAL) zumindest einen ähnlich hohen Erklärungsanteil an der Zuwachsvariation erreichen wie die besten distanz-abhängigen CIs. Das Abschneiden der Stammzahl je Hektar (TD) fällt in diesem Zusammenhang deutlich schlechter aus, insbesondere dann, wenn TD aus Winkelzählproben berechnet wird. Diese Ergebnisse stehen in guter Übereinstimmung mit den Hypothesen von STAGE und LEDERMANN (2008), die zeigen konnten, dass die implizite Distanzfunktion bei der semi-distanz-unabhängigen Berechnung von BA einen ähnlichen Kurvenverlauf aufweist, wie ein Großteil der klassischen distanz-abhängigen CIs. Hinsichtlich der Stammzahl je Hektar (TD) wiesen sie auf ein Defizit dieses CI hin, das sich im gegenteiligen Verhalten dieses Index in Bezug auf die Größe des Konkurrenten äußert. Bei diesem Index kann es nämlich vorkommen, dass ein relativ kleiner Baum einen wesentlich höheren Konkurrenzdruck ausübt als ein größerer Baum, was letztlich das schlechtere Abschneiden in der vorliegenden Untersuchung erklären dürfte. Darüber hinaus stehen die Ergebnisse auch in guter Übereinstimmung mit jenen von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und

COMEAU (2007), die ebenfalls feststellten, dass manche distanz-unabhängigen CIs bei der Erklärung der Varianz von Einzelbaumzuwächsen gleich gut oder teilweise sogar besser abschnitten als ihre distanz-abhängigen Pendants.
Ein interessantes Ergebnis lässt sich auf der Versuchsfläche Hirschlacke beobachten, da hier das Verhalten der verschiedenen CIs über einen Zeitraum von 20 Jahren verfolgt werden kann. Mit Ausnahme der Stammzahl je Hektar ergibt sich auf dieser Versuchfläche bei allen semi-distanz-unabhängigen CIs und zu jedem Zeitpunkt ein signifikanter ($\alpha = 0.05$) Zusammenhang mit der Zielvariable ln(*BAI*). Bei den klassischen distanz-abhängigen CIs gibt es dagegen einen Wechsel über der Zeit was den Erklärungsanteil des jeweiligen CI betrifft. Während nämlich die Konkurrenzindizes HE, TB und BDCC im Jahr 1977 keinen signifikanten Erklärungsanteil liefern, sind sie 20 Jahre später die drei einzigen distanz-abhängigen CIs, die einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Variation von ln(*BAI*) aufweisen. Genau umgekehrt ist dagegen das Verhalten von ME, OVL und MO, die zwar im Jahr 1977 signifikante, im Jahr 1997 hingegen keine signifikanten Beiträge liefern. Da sich auf der Versuchfläche Hirschlacke die Bestandesstruktur innerhalb des Zeitraumes 1977-1997 doch deutlich verändert hat (vgl. die BHD-Verteilungen in Abb. 1), scheint dieses Verhalten ein Hinweis dafür zu sein, dass der Erklärungsanteil von klassischen distanz-abhängigen CIs deutlich stärker von der Bestandesstruktur abhängt, als dies bei der neuen Gruppe der semi-distanz-unabhängigen CIs der Fall ist. Allerdings könnte es auch sein, dass die Information über die Bestandesstruktur bereits im Absolutglied zum Ausdruck kommt, wodurch der Einfluss eines CI geringer wird.
Die Effektivität von Konkurrenzindizes in der Erklärung der Zuwachsvariation ist ganz unterschiedlich zu beurteilen, je nachdem ob auf einem bestimmten Standort die Konkurrenz um Licht oder die Konkurrenz um Wasser und Nährstoffe im Vordergrund steht. Davon hängt es auch ab, ob bei einer Evaluierung von CIs die Gruppe der distanz-abhängigen oder jene der distanz-unabhängigen CIs besser abschneidet. In der vorliegenden Untersuchung spielt jedoch der Distanzeffekt eine untergeordnete Rolle, da ja auch die semi-distanz-unabhängigen CIs exakt über die Baumabstände berechnet wurden. In dieser Untersuchung kommt – wie auch in den Untersuchungen von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und COMEAU (2007) – den Baumattributen, über die ein bestimmter CI definiert ist, eine wesentlich größere Bedeutung zu als den Distanzen zwischen den Bäumen. Das Konzept der semi-distanz-unabhängigen CIs zeigt hier lediglich auf, dass die Unterschiede zwischen klassischen distanz-abhängigen und distanz-unabhängigen CIs nahezu verschwinden, sofern die distanz-unabhängigen CIs von kleinen Probeflächen berechnet werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung sowie die Ergebnisse von BIGING und DOBBERTIN (1995), WINDHAGER (1999) und FILIPESCU und COMEAU (2007) scheinen vielmehr ein Indiz dafür zu sein, dass CIs auf Basis einfacher Baumattribute (z.B. BHD) ausreichend sind für die Parametrisierung von Einzelbaumwachstumsmodellen. Angesichts der Tatsache, dass bei forstlichen Stichprobeinventuren kaum Messungen von Kronenparametern vorhanden sind, kann dieses Ergebnis nicht unbedingt als Nachteil gewertet werden. Der hier vorgestellte Ansatz, Modelle auf der Grundlage von Inventurdaten zu parametrisieren, die gegebenenfalls auch distanz-abhängig angewendet werden können, scheint daher viel versprechend zu sein. Eine Überprüfung anhand echter Inventurdaten muss jedoch noch erfolgen.

Zusammenfassung
Aufbauend auf dem Konzept der semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes wurde im Rahmen dieser Arbeit ein Ansatz vorgestellt, der es erlaubt, ein Einzelbaumwachstumsmodell auf Grundlage von einfachen Inventurdaten distanz-unabhängig zu parametrisieren, das Modell beim Vorhandensein von Baumpositionen aber dennoch räumlich explizit anzuwenden. Da semi-distanz-unabhängige Konkurrenzindizes von klassischen distanz-unabhängige Konkurrenzindizes abgeleitet werden, letztere aber über relativ einfache Baumattribute definiert sind, musste geprüft werden, ob ein semi-distanz-unabhängiger Konkurrenzindex eine ähnlich hohe Korrelation mit dem Zuwachs erreicht, wie klassische distanz-abhängige Konkurrenzmaße. Dazu wurden die Daten von fünf Dauerversuchsflächen verwendet. Von allen Bäumen der Versuchflächen standen Zuwächse und Baumkoordinaten zur Verfügung, sodass eine Reihe von distanz-abhängigen und semi-distanz-unabhängigen Konkurrenzindizes berechnet werden konnte. Die Analyse hat ergeben, dass die partielle Korrelation zwischen Zuwachs und Kreisflächendichte oder Kreisflächendichte größerer Bäume fast immer genauso hoch ist wie jene des besten distanz-abhängigen Konkurrenzindex. Die Ergebnisse lassen den hier vorgestellten Ansatz vorerst einmal viel versprechend erscheinen, eine Überprüfung anhand echter Inventurdaten muss jedoch noch erfolgen.

Danksagung
Der Autor bedankt sich bei Hubert Sterba für die Überlassung der Daten der Hirschlacke, sowie bei Ferdinand Kristöfel und Walter Fürst für die Daten der Versuche Lankowitz und Gaal.

Literatur
ALEMDAG, I.S.: Evaluation of some competition indices for the prediction of diameter increment in planted white spruce. Can. For. Serv., Inf. Rep. FMR-X-108, For. Manage. Inst, 1978
BELLA, I.E.: A new competition model for individual trees. Forest Science, 17: 364-372, 1971
BIGING, G.S. und DOBBERTIN, M.: A Comparison of Distance-Dependent Competition Measures for Height and Basal Area Growth of Individual Conifer Trees. Forest Science, 38: 695-720, 1992

BIGING, G.S. und DOBBERTIN, M.: Evaluation of Competition Indices in Individual Tree Growth Models. Forest Science, 41: 360-377, 1995

FILIPESCU, C.N. und COMEAU, P.G.: Aspen competition affects light and white spruce growth across several boreal sites in western Canada. Canadian Journal of Forest Research, 37: 1701-1713, 2007

HASENAUER, H.: Dimensional relationships of open-grown trees in Austria. Forest Ecology and Management, 96: 197-206, 1997

HASENAUER, H., KINDERMANN, G. und STEINMETZ, P.: The tree growth model MOSES 3.0. In: H. Hasenauer (Ed.), Sustainable Forest Management - Growth Models for Europe. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, pp. 64-70, 2006

HEGYI, F.: A simulation model for managing jack-pine stands. In: J. Fries (Ed.), Growth models for tree and stand simulation. Royal College of Forestry, Department of Forest Yield Research, Res. Note No. 30, Stockholm, Sweden, pp. 74-90, 1974

HYNYNEN, J., OJANSUU, R., HÖKKÄ, H., SIIPILEHTO, J., SALMINEN, H. und HAAPALA, P.: Models for predicting stand development in MELA System. Research Papers, 835, Finnish Forest Research Institute, Vantaa, 116 p., 2002

KRAJICEK, J.E., BRINKMANN, K.E. und GINGRICH, S.F.: Crown Competition - a measure of density. Forest Science, 7: 35-42, 1961

LAPPI, J.: Plot size related measurement error bias in tree growth models. Canadian Journal of Forest Research, 35: 1031-1040, 2005

LEDERMANN, T.: Description of PrognAus for Windows 2.2. In: H. Hasenauer (Ed.), Sustainable Forest Management - Growth Models for Europe. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, pp. 71-78, 2006

MARTIN, G.L. und EK, A.R.: A Comparison of Competition Measures and Growth Models for Predicting Plantation Red Pine Diameter and Height Growth. Forest Science, 30: 731-743, 1984

MONSERUD, R.A.: Methodology for simulating Wisconsin Northern hardwood stand dynamics. Ph.D. thesis, University of Wisconsin, Madison, 1975

MONSERUD, R.A. und STERBA, H.: A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. Forest Ecology and Management, 80: 57-80, 1996

NAGEL, J.: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Band 128, J.D. Sauerländer´s Verlag, Frankfurt am Main, 122 p., 1999

PRETZSCH, H., BIBER, P. und DURSKÝ, J.: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. Forest Ecology and Management, 162: 3-21, 2002

STAGE, A.R.: Prognosis Model for Stand Development. USDA Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-137, Intermountain Research Station, Ogden, Utah, 32 p., 1973

STAGE, A.R. und LEDERMANN, T.: Effects of competitor spacing in a new class of individual-tree indices of competition: semi-distance-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. Canadian Journal of Forest Research, 38: 890-898, 2008

STAGE, A.R. und WYKOFF, W.R.: Adapting Distance-Independent Forest Growth Models to Represent Spatial Variability: Effects of Sampling Design on Model Coefficients. Forest Science, 44: 224-238, 1998

STERBA, H., MOSER, M. und MONSERUD, R.A.: PROGNAUS - Ein Waldwachstumssimulator für Rein- und Mischbestände. Österreichische Forstzeitung, 106: 19-20, 1995

TOMÉ, M. und BURKHART, H.E.: Distance-Dependent Competition Measures for Predicting Growth of Individual Trees. Forest Science, 35: 816-831, 1989

WENSEL, L.C., and DAUGHERTY, P.J.: CACTOS user's guide: The California Conifer Timber Output Simulator version 2.0. California Forest Yield Cooperative, University of California, Department of Forest Resource Management, Berkeley, Calif. Res. Note 10, 1985

WINDHAGER, M.: Vergleich von distanzabhängigen und unabhängigen konkurrenzbeschreibenden Faktoren und ihre Auswirkung auf den Grundflächenzuwachs. Allgem. Forst- u. Jagdzeitung, 170: 133-136, 1999

WYKOFF, W.R.: A Basal Area Increment Model for Individual Conifers in the Northern Rocky Mountains. Forest Science, 36: 1077-1104, 1990

WYKOFF, W.R., CROOKSTON, N.L. und STAGE, A.R.: User's Guide to the Stand Prognosis Model. USDA Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-133, 112 p., 1982