

# Bonität und Kulmination des Höhenzuwachses

(Mit 6 Abbildungen und 5 Tabellen)

H. STERBA<sup>1)</sup> und O. ECKMÜLLNER<sup>1)</sup>

(Angenommen August 2009)

## SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

*Zuwachskulmination; Stammanalysen; Oberhöhenbonität.*

*Growth culmination; stem analyses; site index.*

## EINLEITUNG

Es gilt als eine allgemeine Waldwachstumsgesetzmäßigkeit, dass auf besseren Standorten, das sind solche besserer Bonität, die Zuwächse früher kulminieren als auf schlechteren Standorten. WENK und GEROLD (1991) stellten ein Wachstumsmodell vor, in dem auch zugelassen ist, dass bedingt durch die Ausscheidung der drei Bonitätssysteme (L, M und S) mit jeweils unterschiedlichem Höhenwachstumsgang, die Höhenzuwächse guter Bonitäten des L-Systems gleich oder in Sonderfällen auch später kulminieren als jene geringerer Bonitäten des S-Systems. An dieser Vorstellung entzündete sich eine heftige Diskussion darüber ob dies eine Folge des unterstellten mathematischen Modells sei oder tatsächlich aus den untersuchten Daten resultieren könne.

Nun sind Feststellungen über die Abhängigkeit verschiedener waldwachstumskundlicher Kenngrößen von der Bonität nur möglich und sinnvoll, wenn sie über Befundeinheiten gemacht werden, die mehrere Bestände mit einer erheblichen Variation der Standortsgüte umfassen. Eine solche Zusammenfassung mehrerer Bestände oder Versuchsreihen sind die Datengrundlagen für Bestandesmodelle, Ertragstafeln, sowie die Modelle und die Ertragstafeln selbst. Die Bonität ist zweifelsohne ein summarischer Ausdruck des Zusammenwirkens vieler Standortsfaktoren. Ob die Entwicklung der Wachstumsgrößen aber immer in der gleichen Art und Weise Ergebnis des Zusammenwirkens der Standortsfaktoren ist, wurde vorerst nur angenommen. Diese Annahme, in Form der

Unterstellung „harmonischer“ Kurvenverläufe wurde von MONSERUD (1984a) heftig kritisiert. Spätestens seit GUTTENBERG (1915) ist bekannt, dass die Form der Höhenwachstumskurven bei gegebener Bonität noch deutlich variieren kann. Die in seinen Ertragstafeln für das Hochgebirge und für Panneveggio (GUTTENBERG, 1915) dargestellten Höhenverläufe weichen deutlich von denen für „Weitra“ im nördlichen Waldviertel (GUTTENBERG, 1896) ab. Interpoliert man die Höhenverläufe dieser drei Wuchsgebiete für die III. Bonität mit einer Höhenbonität von 23 m (Abb. 1), dann wird deutlich, dass bei gleicher Höhenbonität das Alter zum Zeitpunkt der Kulmination des durchschnittliche Höhenzuwachses erheblich variiert.

Da auch innerhalb eines Wuchsgebietes die Form der Wachstumskurven bei gleicher Bonität variieren kann, stellte STAGE (1963) erstmals ein mathematisches Modell der polymorphen Höhenkurven vor, in dem die Bonitierung nicht mehr nur mit Höhe und Alter, sondern zusätzlich mit dem Durchmesserzuwachs (als Ersatz für den kaum zu messenden Höhenzuwachs) erfolgen sollte. Dieses Konzept der polymorphen Höhenkurven griffen RAWAT und FRANZ (1973) auf, und modifizierten damit die Wachstumskurven der vorläufigen Fichtenertragstafeln für Bayern (ASSMANN und FRANZ, 1965), indem sie sie mittels der Richardsfunktion (RICHARDS, 1959)

$$W = A \cdot (1 - e^{-k \cdot t})^r$$

ausglichen, und die Parameter  $A$ ,  $k$  und  $r$  in Abhängigkeit von der Oberhöhenbonität darstellten. Da außer der Oberhöhenbonität keine weiteren Größen zur Variation der Parameter  $A$ ,  $k$  und  $r$  untersucht wurden, kann sich auch keine Variation des Zeitpunktes der Zuwachskulmination bei gegebener Bonität ergeben.

Eine Analyse der Richardsfunktion zeigt allerdings, dass bei konstantem  $r$  und konstantem  $k$  die Zuwachskulmination unabhängig von der Bonität im gleichen Alter erfolgt. Wenn  $k$  mit zunehmender Bonität zunimmt, dann erfolgt die Zuwachskulmination bei

<sup>1)</sup> HUBERT STERBA und OTTO ECKMÜLLNER, Institut für Waldwachstum, Department für Wald- und Bodenwissenschaften der Universität für Bodenkultur Wien, Peter Jordanstraße 82, A-1190 Wien, Österreich.

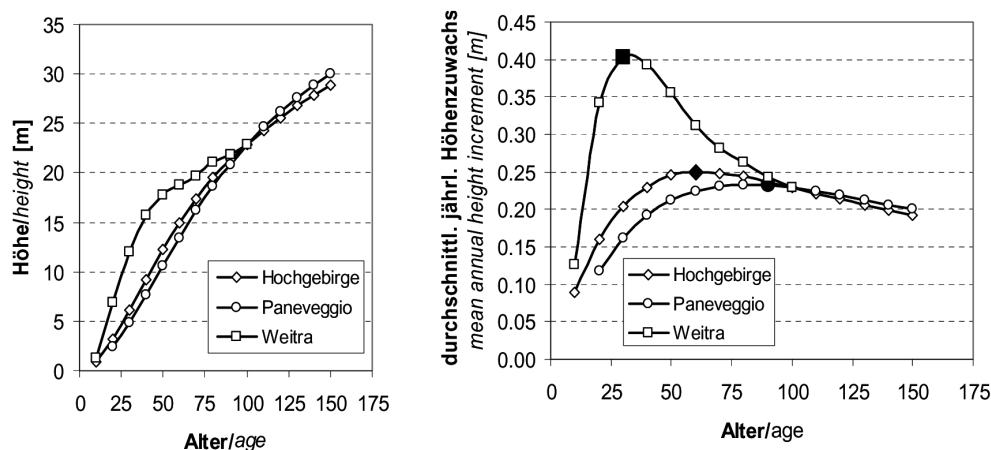


Abb. 1

Der Höhenwachstumsgang (links) und der durchschnittliche Höhenzuwachs (rechts) einer 23. Höhenbonität nach GUTTENBERG (1915, 1896) für drei unterschiedliche Wuchsgebiete.

The height development (left) and the mean annual height increment for a site index of 23 m after GUTTENBERG (1896, 1915) for three different growth districts.

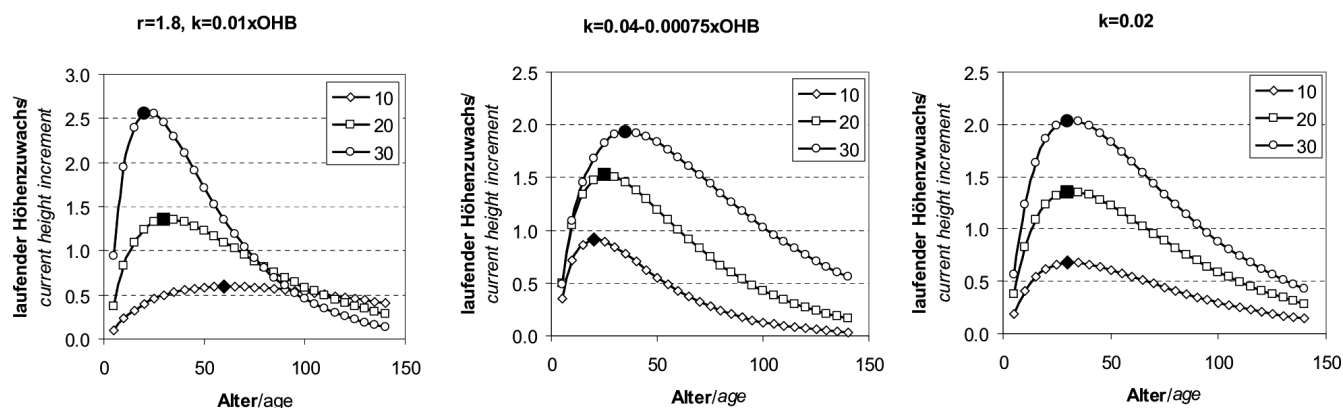


Abb. 2

Die Höhenzuwachsverläufe nach dem Richardsmodell in Abhängigkeit von der Art des Zusammenhanges zwischen Oberhöhenbonität (OHB) und  $k$ .  
Height increment according to the Richards model for different relationships between the site index (OHB) and the parameter  $k$ .

den besseren Bonitäten früher, wenn  $k$  mit zunehmender Bonität abnimmt, dann kulminieren die Zuwächse bei den besseren Bonitäten später als bei den schlechten Bonitäten. *Abbildung 2* zeigt die Höhenzuwachsverläufe für diese drei Fälle, für Oberhöhenbonitäten von 10, 20 und 30 m.

MONSERUD (1984a) folgert daraus, dass mittels Stammanalysen „das polymorphe Muster des Höhenwachstums adäquat modelliert werden kann, ohne ein bestimmtes Muster vorab zu unterstellen“. Ein weiterer Hinweis auf unterschiedliche Höhenwachstumskurven bei gleicher Bonität ist den Ertragstafeln für Fichte der Deutschen Mittelgebirge (WENK et al., 1982) zu verdanken. In Abhängigkeit von definierten Standortseinheiten, die aber nicht allein Wuchsgebieten entsprechen, gibt es dort für die gleiche Höhenbonität jeweils ein „langsames“, ein „mittleres“ und ein „schnelles“ Höhenwachstum. Das steht ganz im Einklang mit der oben beschriebenen Abhängigkeit der Form der Wachstumskurve von  $k$ , der Wachstumsgeschwindigkeit, obwohl sich diese Ertragstafeln eines ganz anderen mathematischen Modells bedienen. Auch MONSERUD (1984b) findet eine deutliche Variation der Höhenwachstumsgänge bei gleicher Bonität aber in unterschiedlichen Klimax-Waldgesellschaften.

Letztlich führen auch die potentiellen Höhenwachstumsgänge des Simulators SILVA (KAHN und PRETZSCH, 1997) zu polymorphen Höhenwachstumsgängen, weil Wendepunkt und Asymptote der verwendeten Richardsfunktion in Abhängigkeit von jeweils unterschiedlich kombinierten Standortsfaktoren dargestellt sind.

## PROBLEMSTELLUNG

Zusammenfassend kann als gesichert gelten, dass es bei gleicher Bonität – bedingt durch unterschiedliche Kombinationen standörtlicher Einflussgrößen – noch eine erhebliche Variation der Form der Wachstumskurven gibt. Zu prüfen ist daher nur noch ob diese Variation durch die Auswahl unterschiedlicher Kombinationen von Standortsfaktoren in einer Befundeinheit, dazu führen kann, dass innerhalb solcher Befundeinheiten der Zeitpunkt der Kulmination des Zuwachses auch einmal mit der Bonität positiv korreliert sein kann, d.h. dass der Kulminationszeitpunkt besserer Bonitäten nach dem schlechterer Bonitäten zu liegen kommt.

## DATENMATERIAL UND METHODEN

Es ist bekannt, dass die Bewirtschaftung, im Sinne von unterschiedlich frühen oder späten und starken Durchforstungen einen

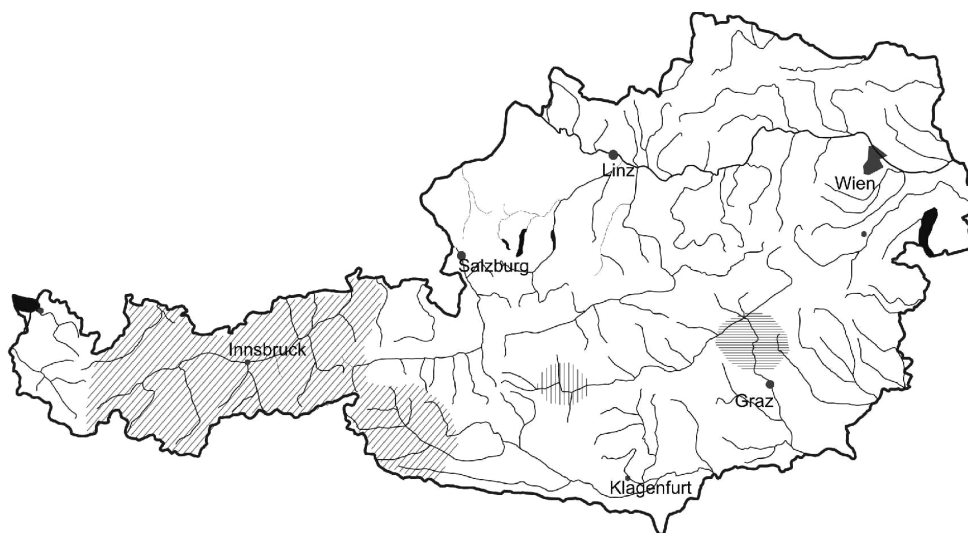


Abb. 3

Die Untersuchungsgebiete, aus denen das Datenmaterial stammt.  
The areas of investigation where the stem analyses data were collected.

Tab. 1

**Seehöhe, Neigung, Oberhöhenbonität (OHB) und Alter zum Zeitpunkt der Höhenzuwachskulmination ( $t_{\text{kulm}}$ ) in den drei Untersuchungsgebieten.**  
**Elevation, slope, Site index and age at the culmination of the height increment and age of analysed dominant trees in the three areas of investigation.**

		Seehöhe [m]	Neigung [%]	OHB [m]	$t_{\text{kulm}}$ [Jahre]	Alter der gefällten Bäume
Tirol (n=96)	Minimum	650	0,0	3,5	4,5	169
	Maximum	1950	80,0	38,7	238,0	429
	Mittelwert	1456	29,6	18,7	68,62	297
	Standardabweichung	267	18,2	8,5	54,6	64
Murau (n=306)	Minimum	210		6,3	3,0	100
	Maximum	1840	Keine Angaben	38,8	147,0	292
	Mittelwert	1473		23,8	49,4	159
	Standardabweichung	210		6,3	28,0	38
Bruck (n=176)	Minimum	550	0,0	13,4	9,0	100
	Maximum	1550	80,0	41,7	89,5	200
	Mittelwert	1111	22,4	29,0	34,5	125
	Standardabweichung	225	11,0	6,1	17,1	22

erheblichen Einfluss auf die Kulmination des Volumszuwachses hat. Da in dieser Studie aber nur die Frage beantwortet werden sollte, ob – bedingt durch unterschiedliche Standortsauswahl für die Entwicklung von Wachstumsfächern – die Zuwachskulmination auf unterschiedliche Art von der Bonität abhängt, sollen im Folgenden ausschließlich Oberhöhenwachstumsgänge untersucht werden. Dafür standen insgesamt 582 Stammanalysen an Oberhöhenstämmen zur Verfügung, die für die Erstellung von Regionalertragstafeln zwischen 1995 und 2005 geworben worden waren. Die untersuchten Regionen waren einmal das Bundesland Tirol einschließlich Osttirol (vgl. ECKMÜLLNER und VOSPERNIK, 2005), zum anderen die in der Folge mit „Murau“ bezeichnete Region im Übergang zwischen der Obersteiermark und Salzburg, und drittens eine mit „Bruck“ bezeichnete Region der Mittelsteiermark (Abb. 3).

In den Beständen, in denen die Oberhöhenstämmen geworben wurden, wurde darüber hinaus die Seehöhe und die Exposition, und – mit Ausnahme des Gebietes „Murau“ – die Neigung bestimmt (Tab. 1, Abb. 4). An den gefällten Oberhöhenstämmen wurde nur der Höhenwachstumsgang untersucht, d.h. es wurde in Abständen zwischen 4 und 1 Metern die Anzahl der Jahrringe an

den Stammeinschnitten bestimmt, und daraus das Alter zum Zeitpunkt, zu dem die Höhe des Einschnittes am Stamm erreicht worden war, errechnet. Die Oberhöhenbonität im Sinne der Höhe dieser Bäume in Alter 100 wurde durch lineares Interpolieren zwischen den entsprechenden Einschnitten bestimmt. Der laufende jährliche Zuwachs wurde jeweils aus den beiden aufeinander folgenden Einschnitten errechnet und dem Alter zwischen den beiden Einschnitten zugeordnet. Das Alter der Zuwachskulmination wurde dann als jenes Alter bestimmt, in dem der so ermittelte Zuwachs ein Maximum war (Tab. 1).

Zunächst wird für alle Stammanalysen gemeinsam und dann getrennt nach Untersuchungsgebieten, bzw. Untergliederungen derselben, der Zusammenhang zwischen Bonität und Alter der Zuwachskulmination untersucht.

Dann wird für die einzelnen Untersuchungsgebiete untersucht, ob das Alter zum Zeitpunkt der Zuwachskulmination außer von der Bonität auch noch von den anderen erhobenen Standortsfaktoren abhängt. Dabei werden einfache lineare Regressionen so verwendet, dass sie die Koeffizienten der folgenden Gleichungen schätzen:

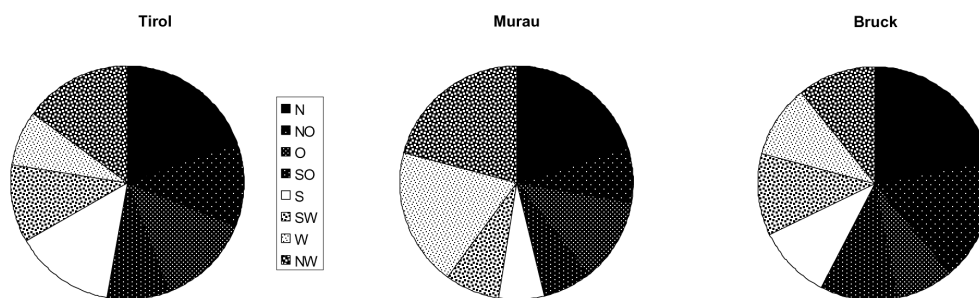


Abb. 4

Die Verteilung der Stammanalysen auf die Expositionen in den drei Untersuchungsgebieten.

The aspect of the slopes, where the stem analyses data were collected.

Allgemein ist eine Beziehung der Art

$$t_{kulm} = a + \frac{b}{OHB} \quad \text{Gl (1)}$$

mit  $t_{kulm}$  dem Alter, in dem der Höhenzuwachs kulminiert, und  $OHB$  der Oberhöhenbonität, zu erwarten. Wenn nun das Kulminationsalter außer von der Bonität auch noch von den erhobenen Standortsfaktoren Hangneigung und Exposition abhängt, dann könnten diese Abhängigkeiten sowohl das Absolutglied  $a$  der obigen Gleichung als auch den Regressionskoeffizienten,  $b$  betreffen.

Die Art der Abhängigkeit ist am besten durch das kombinierte Neigungs-Expositionsmodell von STAGE (1976)

$$y = c_0 + c_1 \cdot Neig^2 + c_2 \cdot Neig \cdot \sin Az + c_3 \cdot Neig \cdot \cos Az \quad \text{Gl (2)}$$

mit  $Neig$  der Hangneigung in Dezilen und  $Az$ , dem Azimut, darstellbar.

Die Seehöhe wurde nicht mehr zusätzlich in das Modell aufgenommen, weil diese hauptverantwortlich für die Bonität ist, und daher in dieser Größe schon weitestgehend enthalten ist. Erste Test-

Tab. 2

Die Regressionen (Gl. 1) in den drei Untersuchungsgebieten.  $r^2$  ist das Bestimmtheitsmaß, FG sind die Freiheitsgrade, und SQ res ist die Summe der quadratischen Abweichungen von der Regression.  
\* ist signifikant mit  $\alpha = 0.05$ , \*\* mit  $\alpha = 0.01$  und \*\*\* mit  $\alpha = 0.001$ .

Regression analysis for the three areas of investigation.  $r^2$  is the coefficient of determination, FG are degrees of freedom, SQ res is the residual sum of squares.

\* means significant with  $\alpha = 0.05$ , \*\* with  $\alpha = 0.01$  and \*\*\* with  $\alpha = 0.001$ .

	a	b	$r^2$	FG	SQ res
Tirol	9,061	8135***	0,632	94	104449
Murau	5,464	9599***	0,287	304	169937
Bruck	21,226	3670*	0,034	174	49421
				$\Sigma$	323807
Alle 3 Gebiete	8,305	8389***	0,515	576	333213
Verbesserung durch die Verwendung der drei einzelnen Regressionen					9406

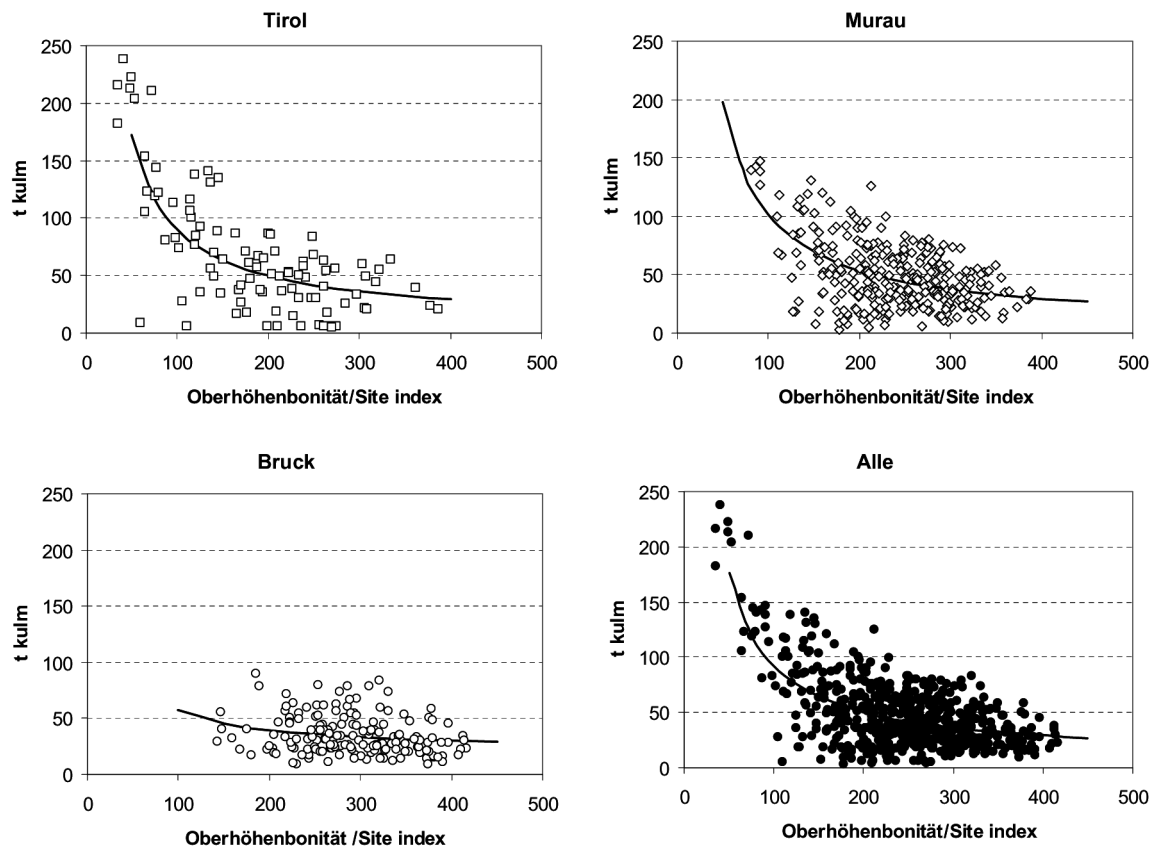


Abb. 5

Der Zusammenhang zwischen dem Kulminationsalter und der Oberhöhenbonität (in dm) in den drei Untersuchungsgebieten und für alle drei Untersuchungsgebiete gemeinsam.

The relationship between the age of culmination of the height increment and the site index (in dm) in the three areas of investigation and all areas together.

läufe zeigten, dass die Seehöhe in der Regression zwischen Kulminationsalters und Oberhöhenbonität keinen signifikanten Beitrag mehr zur Varianzerklärung leistete. Natürlich wäre auch der Einfluss andere Standortsfaktoren, z.B. der Gründigkeit auf die Koeffizienten der Gleichung 1 denkbar. Für die untersuchten Probestämme standen aber außer den oben angeführten Standortvariablen keine weiteren Standortsinformationen zur Verfügung.

Das endgültig zu prüfende Modell lautet dann:

$$t_{kulm} = a_0 + a_1 \cdot Neig^2 + a_2 \cdot Neig \cdot \sin Az + a_3 \cdot Neig \cdot \cos Az + \underbrace{b_0 + b_1 \cdot Neig^2 + b_2 \cdot Neig \cdot \sin Az + b_3 \cdot Neig \cdot \cos Az}_{OHB} \quad \text{Gl(3)}$$

Die Koeffizienten  $a_0$  bis  $b_3$  sind dann mittels multipler linearer Regression zu schätzen und auf ihre Signifikanz zu prüfen.

## ERGEBNISSE

Der unterstellte Zusammenhang gemäß Gleichung (1) zwischen dem Kulminationsalter und der Oberhöhenbonität war in jedem der drei Untersuchungsgebiete und über alle 3 Untersuchungsgebiete hinweg signifikant, auch wenn die Bestimmtheitsmaße dieser Regressionsgleichungen z.T. nur sehr gering waren (Tab. 2, Abb. 5).

Die Residuenanalyse aus Tabelle 2 zeigt, dass die Verwendung dreier unterschiedlicher Regressionen für die drei Untersuchungsgebiete eine signifikante Fehlerverbesserung bringt ( $F_{FG=4,472} = 4,16^{**}$ ), d.h., dass die Koeffizienten  $a$  und  $b$  signifikante Unterschiede zwischen diesen drei Gebieten aufweisen.

Eine Auftrennung des gesamten Datenmaterials nach Seehöhenstufen ergab wieder hoch signifikante Zusammenhänge innerhalb und über alle Seehöhenstufen hinweg (Tab. 3), allerdings wiesen hier die Regressionen keine signifikanten Unterschiede zwischen den drei Seehöhenstufen mehr auf ( $F_{FG=4,573} = 0,814$ ).

Ähnliches gilt für die Auftrennung des Datenmaterials nach Sonn- und Schatthängen (Tab. 4).

Auch hier sind die Zusammenhänge alle hoch signifikant, aber nicht signifikant verschieden zwischen Sonn- und Schatthängen ( $F_{FG=2,570} = 2,09$ ).

Die geringfügigen Unterschiede in der Anzahl der Freiheitsgrade der Regressionen über alle Straten in den Tabellen 2 bis 4 erklären sich aus der Tatsache, dass bei einigen Stammanalysen mitunter die Seehöhe, die Hangneigung oder die Exposition zu bestimmen vergessen worden war.

Die Untersuchung der Koeffizienten im Modell (3) war nur für die Datensätze Tirol und Bruck möglich, weil in Murau die Neigung nicht angesprochen worden war. Dieses Gesamtmodell ergab sich wie folgt:

Die Koeffizienten  $a_1$  bis  $a_3$  waren nicht signifikant, die entsprechenden Variablen wurden daher nicht in die weitere Regressionsanalyse einbezogen.

Berechnet man mit diesen Koeffizienten die Kulminationsalter für die Oberhöhenbonitäten 30 und 40 in Abhängigkeit von Hangneigung und Exposition (Abb. 6), dann zeigt sich, dass zwar allgemein die Höhenzuwächse der besseren Bonitäten früher kulminieren, allerdings gibt es standörtliche Konstellationen, unter denen

Tab. 3

**Die Regressionen in drei Straten unterschiedlicher Seehöhe.  $r^2$  ist das Bestimmtheitsmaß, FG sind die Freiheitsgrade, und SQ res ist die Summe der quadratischen Abweichungen von der Regression.**  
**\* ist signifikant mit  $\alpha = 0.05$ , \*\* mit  $\alpha = 0.01$  und \*\*\* mit  $\alpha = 0.001$ .**  
**Regression analysis for the three classes of elevation.  $r^2$  is the coefficient of determination,**  
**FG are degrees of freedom, SQ res is the residual sum of squares.**  
**\* means significant with  $\alpha = 0.05$ , \*\* with  $\alpha = 0.01$  and \*\*\* with  $\alpha = 0.001$ .**

Seehöhe	a	b	$r^2$	FG	SQ res
< 1200 m	0,574	10352***	0,367	149	54885
1201-1500 m	8,979	8066***	0,300	239	104011
> 1500 m	9,388	8580***	0,568	185	152265
				$\Sigma$	311161
Alle Seehöhen	6,749	8775***	0,515	577	312928
Verbesserung durch die Verwendung der drei einzelnen Regressionen					1767

Tab. 4

**Die Regressionen in zwei Straten unterschiedlicher Exposition.  $r^2$  ist das Bestimmtheitsmaß, FG sind die Freiheitsgrade, und SQ res ist die Summe der quadratischen Abweichungen von der Regression.**  
**\* ist signifikant mit  $\alpha = 0.05$ , \*\* mit  $\alpha = 0.01$  und \*\*\* mit  $\alpha = 0.001$ .**  
**Regression analysis for slopes differently exposed towards the sun.  $r^2$  is the coefficient of determination, FG are degrees of freedom, SQ res is the residual sum of squares.**  
**\* means significant with  $\alpha = 0.05$ , \*\* with  $\alpha = 0.01$  and \*\*\* with  $\alpha = 0.001$ .**

Exposition	a	b	$r^2$	FG	SQ res
Sonnhängen	3,560	9702***	0,517	208	123607
Schatthängen	8,217	8323***	0,520	362	185479
				$\Sigma$	309086
Alle Expositionen	6,771	8778***	0,516	572	311359
Verbesserung durch die Verwendung der zwei einzelnen Regressionen					2273

Tab. 5

**Das Regressionsmodell der Gleichung (3).**  
**The regression model according to equation (3).**

	Schätzwert <i>estimate</i>	Standardfehler <i>standard error</i>	p > t
a <sub>0</sub>	6,3079	2,5242	0,0130
b <sub>0</sub>	7561,3736	541,6435	0,0000
b <sub>1</sub>	51,6688	24,9561	0,0394
b <sub>2</sub>	323,2389	99,8553	0,0014
b <sub>3</sub>	209,5819	105,1957	0,0473
R <sup>2</sup>		0,617	
Standardfehler d. Schätzung <i>Standard error of estimate</i>		24,0	

die besseren Bonitäten einen späteren Kulminationszeitpunkt aufweisen. Im Beispiel der *Abbildung 6* haben etwa Standorte mit einer Oberhöhenbonität von 40 m, wenn sie von steileren Nordosthängen stammen, mit 32 bzw. 36 Jahren, ein späteres Kulminationsalter als Südwest exponierte Hänge mit einer 30. Oberhöhenbonität (~ 30 Jahre).

## DISKUSSION UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

Das untersuchte Datenmaterial zeigt allgemein die bekannte Tendenz, dass der Zuwachs, in diesem Fall der Oberhöhenzuwachs, besserer Bonitäten früher kulminiert als bei geringeren Bonitäten. Egal nach welchen Kriterien das Material sortiert wurde, Exposition, Seehöhe oder Untersuchungsgebiete, der Zusammenhang wies immer eine signifikant fallende Tendenz auf. Allerdings zeigten die nur mäßigen bis geringen Bestimmtheitsmaße, dass selbst bei gegebener Bonität noch eine erhebliche Streuung der Kulminationsalter zu erwarten ist. Die Feststellung MONSERUDS (1985), dass die Art des Datenmaterials und die Methode der Erstellung von Bonitierungsflächen wesentlich größere Unterschiede in der Form der Höhenkurven verursachen als das tatsächliche Höhenwachstum, trifft für dieses Untersuchungen nicht zu, weil sowohl Daten als auch Methoden für die gesamte Untersuchung gleich waren. Da die beobachtete große Reststreuung auch innerhalb der Unter-

suchungsgebiete bestehen blieb, ist diese Untersuchung eine Bestätigung der Annahme von STAGE (1963), dass sich Höhenverläufe nicht nur zwischen sondern auch innerhalb von Wuchsgebieten hinsichtlich ihrer Form unterscheiden können. MARSCHALL (1976) nimmt an, dass der gestrecktere Verlauf des Höhenwachstums in den Fichtenertragstafeln für das Hochgebirge von GUTTENBERG (1915) auf die Vegetationszeit als begrenzenden Wachstumsfaktor zurückzuführen sei, während der stärker gekrümmte Oberhöhenverlauf der Fichtenertragstafeln für das Waldviertel auf den Wassermangel der dort seichtgründigen aber warmen Standorte der schlechteren Bonitäten zurückzuführen sei. Dies mag im großen Durchschnitt stimmen, jedoch zeigen die hier untersuchten Stammanalysen, die einen weiten Seehöhenbereich abdecken, also sicher Standorte enthalten, an denen die Vegetationszeit der begrenzende Wachstumsfaktor ist, dass selbst bei gegebener Seehöhe und Oberhöhenbonität noch immer eine erhebliche Variation der Form der Höhenkurven und dem damit verbundenen Alter zum Zeitpunkt der Zuwachskulmination bestehen bleibt. Ein Teil dieser Variation mag aus Standortfaktoren erklärbar sein, die nicht erfasst worden sind (z.B. die Gründigkeit, die wie in der Ertragstafel Fichte Weitra zu einer früheren Kulmination des Höhenzuwachses auf flachgründigeren Standorten führt). Ein großer Teil der Variation mag aber auch darauf zurückzuführen sein, dass es sich bei dem Datenmaterial um Stammanalysen von Bäumen handelt, die zum Zeitpunkt der Fällung Oberhöhenstämme waren, deren soziale Stellung in der Jugend aber unbekannt ist. Weitere Einflüsse könnten von abweichenden klimatischen Bedingungen zum Zeitpunkt der jeweiligen Zuwachskulmination erwartet werden.

Jedenfalls aber ließ sich ein Teil der Variation des Kulminationsalters aus der Kombination von Exposition und Neigung erklären. Bei gegebener Oberhöhe ist die Abhängigkeit des Kulminationsalters von Exposition und Neigung aber derart, dass es tatsächlich Kombinationen von Bonität, Exposition und Neigung gibt, bei denen die Kulmination der Höhenzuwächse besserer Bonitäten nach der von schlechteren Bonitäten auftritt. Wollte man etwa eine Regionalertragstafel entwickeln, in der im Durchschnitt die besseren Bonitäten von steileren, Südost exponierten Hängen, und die schlechteren von Südwest exponierten Hängen stammten, dann wäre in einem dort entwickelten Höhenfächer tatsächlich damit zu rechnen, dass die besseren Bonitäten später kulminierten.

Es gilt also für die Krümmung von Oberhöhenverläufen ähnliches, wie es ASSMANN (1961) für das Ertragsniveau formuliert, dass nämlich durchaus standörtliche Variationen auf kleinem Raum, und nicht nur zwischen Wuchsgebieten, erhebliche diesbezügliche Unterschiede aufweisen können. Ähnliches ergibt sich aus

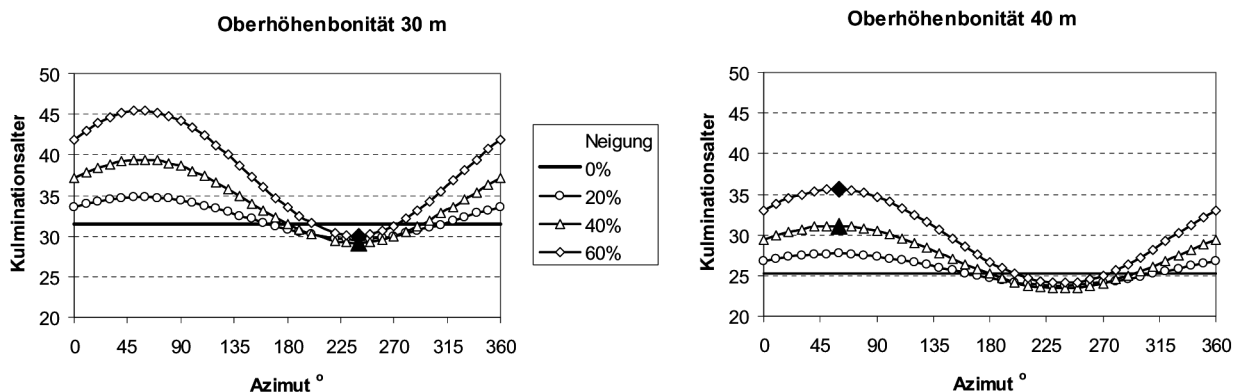


Abb. 6

Das Kulminationsalter in Abhängigkeit von Exposition und Neigung, für die Oberhöhenbonitäten 30 und 40 aus dem Modell der Gleichung (3), parametrisiert mit den Stammanalysen aus Tirol und Bruck (Koeffizienten aus Tab. 5).

The culmination age dependent on slope and aspect for site indices 30 and 40 respectively, calculated from equation (3) with parameters estimated for the Tirol and the Bruck data (coefficients see Tab. 5).

der Zuordnung von Fichtenbeständen in eines der drei Bonitierungssysteme bei WENK et al. (1982), die dort aufgrund eines Standortsschlüssels erfolgt, der durchaus unterschiedliche Wachstumstypen in nahe beieinander liegenden, aber standörtlich verschiedenen Fichtenbeständen zulässt.

Für Untersuchungen des Oberhöhenwachstums muss also gefordert werden, dass die Annahme, dass das Alter der Kulmination des Höhenzuwachses ausschließlich von der Bonität abhängt nicht haltbar ist. Daher wäre bei der Entwicklung von Bonitierungsflächen immer ein Kurventyp zu verwenden, der es erlaubt, dass die Zuwachskulmination auch unabhängig von der Bonität und der Zusammenhang mit der Bonität unvoreingenommen untersucht werden kann.

## ZUSAMMENFASSUNG

Ausgehend von der Frage ob die Annahme, dass der Höhenzuwachs besserer Bonitäten früher als der schlechterer Bonitäten kulminiert verallgemeinerbar ist, wurden in drei Österreichischen Regionen insgesamt 578 Oberhöhenstämme gefällt und an ihnen Stammanalysen durchgeführt. Aus den Stammanalysen wurde durch Interpolation das Alter zum Zeitpunkt der Höhenzuwachskulmination und die Oberhöhenbonität im Sinne der Höhe im Alter 100 ermittelt. Der Zusammenhang zwischen dem Kulminationsalter und der Bonität wurde für alle Stammanalysen gemeinsam, und getrennt nach Untersuchungsgebieten, nach Seehöhestufen, und nach Sonn- und Schatthängen untersucht. Es ergab sich allgemein, also über alle Daten hinweg und innerhalb aller Straten der erwartete signifikante fallende Zusammenhang zwischen Kulminationsalter und Bonität gemäß Gleichung (1). Allerdings lagen die Bestimmtheitsmaße dieser Regressionen nur zwischen 0.034 und 0.632. Für die beiden Untersuchungsgebiete, in denen auch die Hangneigung und die Exposition der Bestände, aus denen die Stammanalysen stammten, bestimmt worden waren, konnte nachgewiesen werden, dass bei gleicher Bonität auch noch Exposition und Neigung einen signifikanten Anteil der Variation des Kulminationsalters erklärten. Mithilfe der gefunden Ausgleichsfunktion lässt sich zeigen, dass es durchaus auch Kombinationen der Standortsfaktoren Seehöhe, Exposition und Neigung geben kann, für die die besseren Bonitäten eine spätere Zuwachskulmination aufweisen als die schlechteren.

## Summary

Title of the paper: *Site Index and the Age of Maximum Height Increment.*

The objective of this study is to investigate if the general assumption holds that in sites with a higher site index, the maximum height increment occurs earlier than in sites with poorer site indices. In three Austrian regions 578 dominant trees (sensu ASSMANN, 1961) were felled and stem analyses of these trees were analysed for the age of maximum height increment (culmination age) and site index (height at age of 100 years). Indeed for all trees together as well as for strata built by regions, by three classes of elevation, and by distinguishing between slopes exposed to the south and such exposed to the north, the expected relationship was significant, i.e. the higher the site index, the lower the culmination age. However, the respective coefficients of determination were not very high ( $0.034 < r^2 < 0.632$ ). Using the data of those two regions where the slope and the aspect of the stands, where the dominant trees were located, were assessed, it was shown that, at a given site index, the culmination age significantly depends on slope and aspect too. Using the regression found between culmination age on the one side, and site index, slope and aspect on the other side, it is shown that there are combinations of these site factors, for which the culmination age on sites with a higher site index tends to be

higher than on sites with a poorer site index. Thus, site index systems, where the relationship between culmination age and site index does not follow the general negative relationship, are not necessarily wrong.

## Résumé

Titre de l'article: *Degré de fertilité stationnelle et point culminant de la croissance en hauteur.*

Partant de la question de savoir si l'hypothèse selon laquelle la croissance en hauteur des meilleures classes de fertilité culmine plus tôt que celle des plus mauvaises est généralisable, on a abattu dans trois régions d'Autriche au total 578 des plus grands arbres de certains peuplements et procédé à leur analyse de tiges. A partir des analyses de tiges on a obtenu par interpolation l'âge au moment de la culmination de la pousse en hauteur et le degré de fertilité stationnelle à partir des arbres dominants en l'exprimant par la hauteur à l'âge de 100 ans. La relation entre l'âge de la culmination et le degré de fertilité fut étudiée en bloc pour toutes les analyses de tige et décomposée en fonction des zones de recherche, de l'altitude et de l'orientation, adret et ubac. Il apparut généralement, aussi bien pour toutes les données regroupées qu'à l'intérieur des strates, la liaison significative décroissante attendue entre l'âge de la culmination et le degré de fertilité stationnelle, selon la relation (1). Sans doute les coefficients de détermination de ces régressions étaient compris entre seulement 0,034 et 0,632. Pour les deux zones d'étude dans lesquelles la pente du terrain et l'exposition des peuplements d'où provenaient les analyses de tige, avaient été déterminées, on a pu montrer que pour un même degré de fertilité aussi bien l'exposition que la pente expliquaient une proportion significative de la variabilité de l'âge au point culminant de la croissance en hauteur. A l'aide de la fonction de régression on a pu montrer qu'il existe aussi tout à fait des combinaisons de facteurs stationnels, altitude, exposition et pente, pour lesquelles les meilleurs degrés de fertilité présentent un point de culmination de la croissance en hauteur plus tardif que les moins bons. R. K.

## Danksagung

Die Autoren danken den beiden anonymen Reviewern für die kritische Durchsicht des Manuskripts und die wertvollen Hinweise zu dessen Verbesserung.

## Literatur

- ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde. BLV, München.  
ASSMANN, E. und F. FRANZ (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstw. Cbl. **84**: 1–68.  
ECKMÜLLNER, O. und S. VOSPERNIK (2005): Neue Fichtenertragstafeln für Nord- und Osttirol. Centralblatt für das gesamte Forstwesen **122**, 3: 136–162.  
GUTTENBERG, A. (1896): Die Aufstellung von Holzmassen- und Geldertragstafeln auf Grundlage von Stammanalysen. Österreichische Vierteljahresschrift für Forstwesen **3**: 203–237, 319–345.  
GUTTENBERG, A. (1915): Wachstum und Ertrag der Fichte im Hochgebirge. Verlag Franz Deuticke, Wien.  
KAHN, M. und H. PRETZSCH (1997): Das Wachstumsmodell Silva – Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. Allgem. Forst- u. Jagdztg **168**: 115–123.  
MARSCHALL, J. (1976): Die neuen Ertragstafeln für Österreich. Allgemeine Forstztg. **87**: 195–200.  
MONSERUD, R. A. (1984a): Problems with site index: an opinionated review. "Forest land classification: experiences, problems, perspectives." Symposium proceedings: 167–180.  
MONSERUD, R. A. (1984b): Height growth and site index curves for inland Douglas-fir based on stem analysis data and forest habitat type. Forest Science **30**: 943–965.  
MONSERUD, R. A. (1985): Comparison of Douglas fir site index and height growth curves in the Pacific Northwest. Canadian Journal of Forest Research **15**: 673–679.  
RAWAT, A. S. und F. FRANZ (1973): Detailed non-linear asymptotic regression studies on tree and stand growth with particular reference to forest yield research in Bavaria and India. Proceedings IUFRO Conference S 4.01 Nancy.

- RICHARDS, F. J. (1959): A Flexible Growth Function for Empirical Use. *J. Exp. Botany* **10** (29): 290–300.
- STAGE, A. R. (1963): A mathematical approach to polymorphic site index curves for grand fir. *Forest Science* **9**: 167–180.
- STAGE, A. R. (1976): An expression for the effect of slope, aspect and habitat type on tree growth. *Forest Science* **22**: 457–460.
- WENK, G., K. RÖMISCH und D. GEROLD (1982): Die Grundbeziehungen der neuen Fichtenertragstafel für das Mittelgebirge der DDR. *Wissenschaftliches Zentralblatt der TU Dresden* **31**, 5: 267–271.
- WENK, G. und D. GEROLD (1991): Tagungsband der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten, Treis-Karden/Mosel: 36–59.