

MITTEILUNGEN
DER FORSTLICHEN BUNDESVERSUCHSANSTALT
WIEN

(früher „Mitteilungen aus dem forstlichen Versuchswesen Österreichs“)

152. Heft

1983

DIE FUNKTIONSSCHEMATA DER SORTENTAFELN
FÜR FICHTE IN ÖSTERREICH

ODC 521.1 : 174.7 *Picea abies* : (436)

Equations to calculate assortment tables for
Norway spruce (*Picea abies* L. KARST.) in Austria

Fonctions pour la calculation des tableaux
des assortiments d' épicéa en Autriche

von
Hubert STERBA

Herausgegeben
von der
Forstlichen Bundesversuchsanstalt in Wien
Kommission für Forstliche Ökonomie und Waldökologie

Copyright by
Forstliche Bundesversuchsanstalt
A - 1131 Wien

Nachdruck mit Quellenangabe gestattet

Printed in Austria

ISBN 3 7040 0803-6

Herstellung und Druck
Forstliche Bundesversuchsanstalt
A - 1131 Wien

I N H A L T S V E R Z E I C H N I S

	Seite
VORWORT	7
1. HISTORISCHE VORAUSSETZUNGEN UND ARBEITSANSATZ	8
2. DIE SCHAFTKURVEN (NACH PÖYTÄNIEMI, 1981)	12
2.1. Die tatsächlich verwendeten Schaftkurven	13
2.1.1. Die Schaftkurve mit Rinde	13
3. DAS AUSFORMUNGSPROGRAMM	23
4. DIE GENAUIGKEITSKRITERIEN	23
4.1. Genauigkeitsbeurteilung der Schaftkurve anhand der Qualitätsziffer	27
4.2. Die Darstellung der Einzelstammsorten- tafel aufgrund Genauigkeit der Qualitätsziffer	29
5. BESTANDESSORTENTAFELN	32
5.1. Stammzahlverteilung unter der Kluppschwelle (nach SÜSS, 1979 und 1980)	32
5.2. Die rechnerische Ausformung der Probeflächen der Österreichischen Forstinventur	34
5.3. Die Funktionsschemata zur Berechnung der Sorten- anteile	35
5.3.1. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile nur aus den Mittelstamm- dimensionen	39
5.3.1.1. Prüfung der ertragstafelgebetsweise ver- schiedenen Funktionsschemata	39
5.3.2. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile aus den Mittelstammdimensionen und weiteren Bestandeskennzahlen mit Ausnahme des Durchmessers des Oberhöhenstammes	40
5.3.2.1. Die Sortenertragstafeln	44
5.3.3. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sorten- anteile aus Mittelstammdimensionen, den übrigen Bestandeskennzahlen und dem Durch- messer des Oberhöhenstammes	46
6. DIE BEZIEHUNG ZWISCHEN DEM MITTELDURCHMESSER UND DEM BESTOCKUNGSGRAD	49
7. VORSCHLÄGE ZUR ANWENDUNG DER FUNKTIONSSCHEMATA ZUR SORTENBERECHNUNG	53

7.1. Vorschläge zur Anwendung der Funktionsschemata bei der Österreichischen Forstinventur	53
7.1.1. Das Schaftkurvenprogramm zur Ermittlung des d_{03} , wenn dessen Lage nur ungefähr bekannt ist	53
7.1.2. Berechnung des möglichen Sortenanfalls nach der Auszeige der Österreichischen Forstinventur	55
7.1.3. Rechnerische Sortierung und Berechnung der Wertveränderung bei der Österreichischen Forst-inventur ab 1981 (permanente Probeflächen)	55
7.2. Vorschläge zur Anwendung der Funktionsschemata im Anschluß an betriebliche Forstinventuren	55
8. ZUSAMMENFASSUNG	56
9. SUMMARY	58
10. LITERATUR	60

VERZEICHNIS DER TABELLEN

	Seite
Tab. 1: Koeffizienten zur Berechnung der Schaftkurvenparameter a_4 und a_5 nach Ertragstafelgebieten	15
Tab. 2: Absolutglieder der Stockhöhenfunktion nach Ertragstafelgebieten	17
Tab. 3: Variationskoeffizienten der Qualitätsziffer und der Erntefestmeter Derbholz ohne Rinde	28
Tab. 4: Die Variablen jeder Winkelzählprobe zur Schätzung der Bestandessortenanteile	35
Tab. 5: Die Koeffizienten zur Berechnung der Umrechnungszahlen zw. Vorratsfestmetern und Erntefestmetern	36
Tab. 6: Verteilung der Probeflächen der Österreichischen Forstinventur 1971-76 auf die Ertragstafelgebiete	37
Tab. 7: Bestimmtheitsmaße der drei Schätzfunktionsarten	38
Tab. 8: Koeffizienten und Absolutglieder der Regressionsgleichungen zur Schätzung der Sortimentsanteile nur aus den Mittelstammdimensionen	41
Tab. 9: Koeffizienten für das Funktionsschema aus 5.3.2.: Sorten % = $f(dg, hg, ho, G, N, V)$	45
Tab. 10: Koeffizienten für das Funktionsschema aus 5.3.3.: Sorten % = $f(dg, hg, do, ho, G, N, V)$	47
Tab. 11: Koeffizienten zur Ermittlung des Mitteldurchmessers aus Formel (41)	52

VERZEICHNIS DER ABBILDUNGEN

	Seite
Abb. 1: Schaftholz und Stammdimensionen	13
Abb. 2: Flußdiagramm der rechnerischen Sortierung eines Einzelbaumes	24
Abb. 3: Ausformung und Berechnung der Qualitätsziffer zweier Stämme	26
Abb. 4: Die Qualitätsziffer bei einem H/D-Wert von 60 in Abhängigkeit vom BHD und dem Ertragstafelgebiet	31
Abb. 5: Die Qualitätsziffer in Abhängigkeit vom H/D-Wert	31
Abb. 6: Die Qualitätsziffer in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser, dem H/D-Wert des Mittelstamms und dem Ertragstafelgebiet	42
Abb. 7: Die Qualitätsziffer im Ertragstafelgebiet "Hochgebirge", getrennt nach H/D-Wertstufen und im Vergleich zur Qualitätsziffer aus der Sortenverteilung nach den Forstlichen Hilfstafeln (FRAUENDORFER, 1954)	43

VERZEICHNIS DER EDV-LISTEN

	Seite
Liste 1: Subroutine KOF zur Berechnung der Schaftkurvenparameter	17
Liste 2: Subroutine DCHM zur Berechnung eines oberen Durchmessers	19
Liste 3: Subroutine HDCHM zur Berechnung jener Höhe, in der ein gegebener Durchmesser auftritt	20
Liste 4: Subroutine RIKOEF zur Berechnung der Parameter der Rindenfunktion	21
Liste 5: Programm zum Iterieren des d_{03} mittels der Schaftkurve	54

VORWORT

1975 erstellte MARSCHALL (1975) die neuen Hilfstafeln für die Forsteinrichtung, in denen auch vier Fichtenertragstafeln für Österreich enthalten sind. Der österreichische Forstverein regte an, neue Sorten- und Sortenertragstafeln für Fichte zu erstellen und der Ausschuß für Forsteinrichtung gründete einen Arbeitskreis zur Erstellung dieses Tafelwerkes. In diesem Kreis arbeiteten unter Leitung des Autors die Herren

HR Dipl.Ing. G. AUER (Bundesministerium für Finanzen, Wien)

O.Univ.Prof.Dipl.Ing.Dr.R.FRAUENDORFER (Universität für Bodenkultur,
Wien

OFM Dipl.Ing.O.GRIESS(Landeskammer für Land- und Forstwirtschaft, Graz)

OFM Dipl.Ing.Dr. H. GÜDE (Mayr-Melnhof'sche Forstdirektion, Frohnleiten)

HR Dipl.Ing. W. HENSLER (Landesforstinspektion Tirol, Innsbruck)

ORF Dipl.Ing.W.LANGER (Generaldirektion der Österreichischen Bundes-
forste, Wien)

HR Univ.Doz.Dipl.Ing.Dr.J.POLLANSCHÜTZ (Forstliche Bundesversuchs-
anstalt, Wien-Institut V)

bzw. deren Vertreter.

Auf entsprechendes Ansuchen stellte die Forstliche Bundesversuchsanstalt die Daten der Funktionsstämme der Österreichischen Forstinventur und die Daten der Probeflächen in Fichtenreinbeständen der Inventurperiode 1971-76 zur Verfügung. Das Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft unterstützte das Forschungsprojekt "Sortentafeln und Sortenertragstafeln für Fichte" am Institut für Forstliche Ertragslehre der Universität für Bodenkultur Wien durch die Bereitstellung entsprechender finanzieller Mittel.

Der Ausdruck und die Gestaltung der Tabellen wurden von OFM Dipl.Ing.O.Griess, dem Leiter der Studien- und Beratungsgesellschaft Österreichischer Waldbesitzer übernommen, da hier der gleiche Rechner vorhanden, aber mit einem Zeilendrucker ausgestattet ist.

1. HISTORISCHE VORAUSSETZUNGEN UND ARBEITSANSATZ

Dem Ruf nach neuen Sortenertragstafeln ging eine Reihe neuer Erkenntnisse der Forstlichen Ertragslehre und der Holzmeßkunde voraus:

- + ASSMANN verdanken wir die Erkenntnis, daß in Abhängigkeit vom Standort das Ertragsniveau verschieden sein kann. Das heißt, daß Bestände mit gleichem Oberhöhenwachstumsgang und gleicher Bestandesbehandlung verschiedene Gesamtwuchsleistung erbringen können. Das ist jedoch nur möglich, wenn gleich behandelte Bestände gleichen Oberhöhenverlaufes in Abhängigkeit vom Standort verschiedene Mitteldurchmesser aufweisen. Dadurch bedingt lassen solche Bestände verschiedene Sortenverteilungen erwarten.
- + Allgemein bekannt, weil plausibel, war die Abhängigkeit des Mitteldurchmessers vom Bestockungsgrad. Mathematisch durchformuliert wurde diese Abhängigkeit aber erst von ASSMANN und FRANZ. Daraus läßt sich schließen, daß sicher auch die Sortenverteilung wesentlich vom Bestockungsgrad abhängt.
- + Bereits SCHIFFEL erkannte den Einfluß oberer Durchmesser auf die Schaftform. Aber erst von POLLANSCHÜTZ wurde diese Erkenntnis erneut aufgegriffen und in neuen Formzahlfunktionen durchformuliert. Die Genauigkeit dieser Formzahlfunktionen ist annähernd doppelt so groß wie jene der österreichischen Standardformzahlfunktion (POLLANSCHÜTZ, 1974a), die keinen oberen Durchmesser als Parameter enthält. Es ist daher anzunehmen, daß die Einbeziehung des oberen Durchmessers in die Beschreibung der ganzen Schaftkurve die Genauigkeit der Sortenbestimmung noch wesentlich erhöhen wird.
- + BRAUN forderte 1957 für Österreich eine Forstinventur, die mit "modernen, objektiven und genauen Methoden die Erhebungen für den Gesamtwald aller Eigentumsarten" (BRAUN, 1974) durchführen sollte. Seitdem sie durchgeführt wird, kommt außer einer großen Anzahl von tatsächlichen Messungen im Wald auch das Prinzip einer repräsentativen Stichprobennahme im Sinne der mathematischen Statistik zum Tragen. Für

Österreich liegen daher heute repräsentative Daten auch über die Brusthöhendurchmesserverteilungen in den Beständen vor, auf die für die Sortenschätzung zurückgegriffen werden kann.

Die neu entwickelten Methoden der EDV, die 1973 verfaßten Usancen für den Holzhandel und die oben beschriebenen Zusammenhänge bildeten die Grundlage für den Versuch für Österreich neue Sortentafeln für Fichte aufzustellen.

Nach MITSCHERLICH (1939) gibt es zwei Möglichkeiten, die Sortenverteilung von Stämmen und/oder Beständen zu erhalten: a) es werden tatsächlich ausgeformte Stämme und/oder Bestände nach verschiedenen charakteristischen Maßzahlen sortiert, b) Klassenmittelstämme werden theoretisch sortiert, in Stammzahlverteilung eingesetzt (MITSCHERLICH:Massenfrequenzlinien) und so wird die Sortenverteilung ganzer Schläge erhalten.

Das erste Verfahren hat den Vorteil, daß die tatsächlichen Sortenanteile nach einer gegebenen Sortievorschrift erhalten werden und für die jeweils gebildeten "Klassen" richtig eingesetzt werden können. Abweichungen von einer ideellen Sortierung, wie sie durch Zwiesel, alte Wipfelbrüche, krumme Schäfte u.ä. erzwungen werden, sind in dem Maße in den Sortentafeln enthalten, als das Datenmaterial diese repräsentativ enthalten hat. Der Nachteil dieses Verfahrens besteht darin, daß jede Änderung der Sortievorschrift die Erhebung von neuem repräsentativem Datenmaterial, bestehend aus tatsächlich ausgeformten Stämmen und Schlägen, erfordert. Es kann nicht auf das alte Datenmaterial zurückgegriffen werden. Es muß also möglich sein, eine hinreichende Anzahl von repräsentativ verteilten Schlägen und Durchforstungen noch am Stehenden zu messen, um diese Daten mit den tatsächlichen Ausformungsergebnissen korrelieren zu können. Es ist sicher vorstellbar, wie schwierig dies bei einer zu 80% privaten Forstwirtschaft ist, deren Wirtschaftsflächen zudem noch zu 50% aus Kleinwald (<200 ha) besteht.

Daher wurde in der vorliegenden Arbeit für die Einzelstammsortierung der zweite Weg beschritten. Dies lag umso näher, als anlässlich der Entwicklung einer Formzahlfunktion für die Österreichische Forstinventur schon eine

hinreichende Anzahl von repräsentativ und genau erhobenen Probestämmen (ca. 10.000 Fichtenfunktionsstämme der Österreichischen Forstinventur) erhoben wurde.

Aus diesen Probestämmen wurden Schaftkurven zur Beschreibung der Schaftform entwickelt, mit deren Hilfe Stämme mit gegebenen Dimensionen rechnerisch (ideell) sortiert werden können. Dabei wurde bewußt in Kauf genommen, daß diese Ausformungsergebnisse über dem tatsächlichen Durchschnitt liegen, weil praktisch vorkommende Sortierungshindernisse wie Zwiesel, Wipfelbrüche etc. in einer Schaftkurve nicht berücksichtigt werden können. Da die Ausgangswerte keine Schaftmängel enthalten, muß der Anwender der Sortentafeln im konkreten Fall den Wertabschlag gutachtlich abschätzen, der durch die tatsächlich vorhandenen Schaftmängel bedingt ist. Diese Schätzung müßte auch dann durchgeführt werden, wenn den Sortentafeln die durchschnittliche österreichische Verteilung von Schaftmängeln zugrunde läge. Sie würde aber schwieriger durchzuführen sein und deshalb wurden in den Sortentafeln keine Schaftmängel berücksichtigt.

Um auf repräsentative Daten der Stammzahlverteilungen zurückgreifen zu können, wurden weder Massenfrequenzlinien in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser (MITSCHERLICH, 1939) unterstellt, noch Stammzahlverteilungen, wie sie KENNEL (1972) in seinem Entwurf von Strukturtafeln für Buche als Betafunktion errechnet. Vielmehr wurde auf die von der Österreichischen Forstinventur 1971-76 erhobenen Probestämme auf den Probeflächen der Trakte zurückgegriffen. Sie wurden rechnerisch sortiert und gleichzeitig wurden von diesen Probeflächen all jene Bestandescharakteristika (Mittelstämme, Stammzahl, Derbholzvolumen etc.) errechnet, von denen ein Einfluß auf die Bestandessortenverteilung erwartet werden konnte. Die auf den Probeflächen gefundenen Prozentsätze der Sorten: Kapholz, sonstiges Nutzholz und die usancengemäß bestimmten Stärkeklassen des Sägerundholzes, wurden dann mittels multipler Regressionsrechnung als Funktionen der Bestandescharakteristika dargestellt. Den Bestandessortentafeln wurden also anders als bei MITSCHERLICH und KENNEL - keine ideellen, theoretischen Stammzahlverteilungen unterstellt. Grundlage der Sortentafeln sind

vielmehr die von der Österreichischen Forstinventur tatsächlich vorgenommenen Stammzahlverteilungen, die als Ergebnis der regional durchschnittlichen Bestandesbehandlung verstanden werden müssen.

Das Charakteristische der hier beschriebenen Sortentafeln bzw. des Systems ihrer Erstellung besteht in ihrer:

- Flexibilität

- Möglichkeit der Modifikation
- Möglichkeit der Anpassung an neue Bedingungen.

Im Folgenden sei angeführt, auf welche Funktionsschemata bzw. Daten bei geänderten Bedingungen zurückgegriffen werden kann, um die Sortentafeln zu revidieren:

- + Die Schaftkurven sind repräsentativ und beschreiben zumindest annähernd die naturgegebene Schaftform. Sie können als Fixpunkt dieser und künftiger Fichtensortentafeln in Österreich verstanden werden.
- + Werden Sortentafeln für stark geänderte Sortievorschriften (z.B. Langholz statt Blochholz, oder Wegfall des usancenmäßigen Abholzigkeitskriteriums bei 1b und ähnliches) gewünscht, dann müssen die Probestämme auf den Probeflächen der Österreichischen Forstinventur nach diesen Vorschriften sortiert, und die Regressionsgleichungen in Abhängigkeit von den Bestandescharakteristika neu bestimmt werden.
- + Ändern sich die österreichischen Bestandesbehandlungsgewohnheiten, insbesondere die Durchforstungsgewohnheiten drastisch, dann muß mit den Probestämmen der Probeflächen einer neuen Inventur untersucht werden, ob die hier vorgestellten Funktionen für die Sortenverteilung in Abhängigkeit von den Bestandescharakteristika noch brauchbar sind.

Insgesamt bestehen also die Funktionsschemata der Sortentafeln aus drei Teilen:

1. aus den Schaftkurven,
2. aus dem Ausformungsprogramm und
3. aus den Funktionsschemata, die die Sortenanteile als Funktion von Bestandescharakteristika wie Mittelstammdimensionen, Bestandesdichte etc. beschreiben.

2. DIE SCHAFTKURVEN (nach PÖYTÄNIEMI, 1981)

Der Literaturüberblick über die verschiedenen Möglichkeiten der Beschreibung des Verlaufes der Schaftkurve ganzer Stämme von STERBA (1980) zeigt zwei große Gruppen von Schaftkurventheorien auf.

Da ist einmal die Fortentwicklung des Konzeptes von der echten Formzahl im Sinne Hohenadls durch KRENN, PRODAN (1944) und in weiterer Folge durch OSUMI (1959). Dieses Konzept geht davon aus, daß die Schaftkurve sowohl als Schaftkurve (echte Formquotienten) als auch als Formzahl am genauesten und hinreichend durch die echte Formzahl charakterisiert ist. Das heißt, durch jene Formzahl und jene Formquotienten, die sich auf den Bezugsdurchmesser in 1/10 der Höhe des Schaftes vom Boden beziehen. Die echte Formzahl bestimmt also bis auf Zufälligkeiten eindeutig die Quotienten aus dem Durchmesser in einer bestimmten Höhe des Schaftes und dem Bezugsdurchmesser d_{09} . Den Zusammenhang zwischen diesem Quotienten und der relativen Lage des Durchmessers am Stamm beschreibt OSUMI als Polynom 5.Grades, dessen Koeffizienten nur noch von der echten Formzahl abhängen.

Die andere theoretische Entwicklung auf dem Gebiet der Schaftkurvenbeschreibung stammt von DEMAERSCHALK (1973). Er beschreibt die Schaftkurve mit beliebigen Funktionen so, daß das Integral der aus der Schaftkurve bestimmten Kreisflächen über den ganzen Schaft exakt das Volumen einer allgemeinen Formzahlfunktion, die für das gegebene Datenmaterial gilt, ergibt. Die so bestimmten Schaftkurven sind also insoferne "compatibel", als das Volumen der durch sie beschriebenen Stämme exakt das Volumen jener Volumsfunktionen ergibt, die meist nur den BHD und die Scheitelhöhe als Argumente enthält. Ohne einen Bezugsdurchmesser in einer relativen Höhe am Stamm muß eine solche Schaftkurve mit größeren zufälligen Fehlern behaftet sein als eine echte Ausbauchungsreihe, die die

echte Formzahl als Maß für die geometrische Form des Stammes enthält. Dafür enthält sie die genormte Meßstelle, den BHD exakt und gibt das gleiche Volumen wie eine regional gültige Formzahlfunktion.

2.1. Die tatsächlich verwendeten Schaftkurven

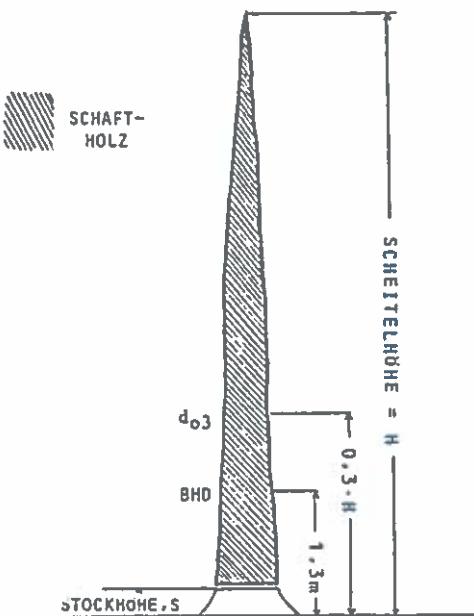
2.1.1. Die Schaftkurve mit Rinde

Es wurde daher versucht, die Vorteile beider Verfahren zu vereinen. Für die Formzahlfunktion war bereits von POLLANSCHÜTZ (1965) gezeigt worden, daß die Einbeziehung des Durchmessers in 3/10 der Höhe am Stamm, also einer Meßstelle in einer relativen Höhe, die Genauigkeit der Formzahlfunktion etwa zu verdoppeln vermag. Die hier entwickelten Schaftkurven sollten daher den folgenden Bedingungen gehorchen:

1. Sie sollten exakt durch den Wipfel gehen, d.h. der Durchmesser in der Höhe $h = H$ (Scheitelhöhe) sei exakt Null.
2. Sie sollten exakt durch den Brusthöhendurchmesser gehen, d.h. bei $h = 1,3 \text{ m}$ sei der resultierende Durchmesser exakt BHD.
3. Sie sollten exakt durch den d_{03} gehen, d.h. der in 3/10 der Scheitelhöhe errechnete Durchmesser sei exakt der am Stamm gemessene d_{03} .
- 4.a) Bei der Erstellung der Schaftkurve sei das Integral der aus der Schaftkurve berechneten Kreisfläche von der Stockhöhe bis zur Scheitelhöhe exakt das aus 1m-Sektionen bestimmte Volumen des jeweiligen Schaftes.
- b) Bei der Verwendung der Schaftkurve sei es dann gleich dem, mittels der Formzahlfunktion der Österreichischen Forstinventur (BRAUN, 1969) bestimmten Schaftholzvolumen.

Die eigenartigen Integrationsgrenzen ergeben sich aus der Österreichischen Definition des Schaftholzes (POLLANSCHÜTZ, 1965), das im Gegensatz zum Vorschlag ASSMANNs und Vorgehen KENNELS (1965) nicht vom Boden, sondern vom Stockabtrieb bis zum Wipfel reicht. Dabei werden sowohl die Scheitelhöhe als auch die Meßstelle des d_{03} über dem Boden und nicht über der Stockhöhe bestimmt (vgl. Abbildung 1).

Abbildung 1: Schaftholz und Stammdimensionen



Aus einer großen Anzahl von möglichen Polynomen der Form

$$\left(\frac{d}{D}\right)^2 = a_i \left(\frac{H-h}{H-1,3}\right)^{r_i} \quad (1)$$

d ... Durchmesser in der Höhe h

D ... Brusthöhendurchmesser

H ... Scheitelhöhe

a_i ... Koeffizienten des Polynoms

r_i ... Exponenten des Polynoms

fand PÖYTÄNIEMI (1981) das Polynom mit den Exponenten:

$$r_1 = 1, r_2 = 2, r_3 = 3, r_4 = 4, r_5 = 7$$

am günstigsten. Dabei ergeben sich für jeden Stamm die Koeffizienten a_1 bis a_5 aus den zuvor genannten Bedingungen. (a_1 aus der Bedingung, daß die Schaftkurve durch den BHD gehen muß, a_2 aus der Bedingung, daß sie den d_{03} enthalten muß, und a_3 aus der Volumsfunktion der Österreichischen Forstinventur). Die vollständige Ableitung jener Transformationen, mittels derer die Koeffizienten a_4 und a_5 durch bedingte Regressionsgleichungen geschätzt werden konnten, möge PÖYTÄNIEMI (1981) entnommen werden. PÖYTÄNIEMI (1981) zeigte, daß die Koeffizienten a_4 und a_5 je nach Herkunftsgebiet der Funktionsstämme signifikant verschieden waren. Weiters waren diese beiden Koeffizienten stark interkorreliert und ihrerseits von der sozialen Stellung der Stämme abhängig. Als Maß für die Soziologie der Stämme wurde in weiterer Folge der H/D-Wert verwendet, so daß sich für die Schaftkurven folgende Funktionsschemata ergaben:

$$a_5 = f_1 (H/D, ET) \quad \text{und} \quad a_4 = f_2 (H/D, ET)$$

ET bedeutet dabei "Ertragstafelgebiet". Unter "Ertragstafelgebiet" werden jene vier Gebiete Österreichs verstanden, für die vier verschiedene Fichtenertragstafeln (Fichte-Hochgebirge, Fichte-Bayern, Fichte-Bruck und Fichte-Weitra) empfohlen worden sind. Die entsprechenden Funktionen und die je nach Ertragstafelgebiet verschiedenen Koeffizienten sind in Tabelle 1 angeführt.

Tabelle 1: Koeffizienten für die Schaftkurvenparameter a_4 und a_5 nach Ertragstafelgebieten
a) $a_5 = b_0 + b_1 (H/D) + b_2 (H/D)^2 + b_3 (H/D)^3$

	b_0	b_1	b_2	b_3
Hochgebirge	-0,1596E+01	0,8503E-01	-0,1004E-2	0,3521E-5
Bayern	0,5707E+00	0,1208E-01	-0,1941E-3	0,6568E-6
Bruck	0,1696E+00	0,1559E-01	-0,1863E-3	0,5304E-6
Weitra	-0,1376E+01	0,8094E-01	-0,9136E-3	0,3010E-5

$$b) a_4 = c_0 \cdot [(H/D - c_1) / (c_2 - c_1)]^{c_3} \cdot [(c_2 - H/D) / (c_2 - c_1)]^{c_5}$$

	Hochgebirge	Bayern	Bruck	Weitra
c_0	-0,2200E-2	-0,6100E-2	-0,5000E-3	-0,1100E-2
c_1	-0,5000E+2	-0,7000E+2	0,3500E+2	-0,5000E+2
c_2	0,1700E+3	0,3000E+3	0,3500E+3	0,2000E+3
c_3	0,3000E+2	0,5107E+2	0,8952E+1	0,3152E+2
c_4	0,2462E00	0,3539E00	0,7011E00	0,2633E00
c_5	0,2635E+2	0,8456E+2	0,7246E+2	0,2821E+2

Mit bekanntem a_4 und a_5 wird der Koeffizient a_3 so bestimmt, daß die Schaftkurve exakt die gleiche Formzahl ergibt wie die Formzahlfunktion nach BRAUN (1969). Daraus ergibt sich folgendes Funktionsschema:

$$H3 = 0,7H / (H-13) \quad (2)$$

$$G3 = (d_{03} / BHD)^2 \quad (3)$$

$$P1 = (G3 - H3) / (H3^2 - H3) \quad (4)$$

$$O3 = (H3^3 - H3) / (H3^2 - H3) \quad (5)$$

$$O4 = (H3^4 - H3) / (H3^2 - H3) \quad (6)$$

$$O5 = (H3^7 - H3) / (H3^2 - H3) \quad (7)$$

$$C1 = (H-S)^2 / 2H / (H-13) \dots (S = Stockhöhe) \quad (8)$$

$$C2 = (H-S)^3 / 3H / (H-13)^2 - C1 \quad (9)$$

$$C3 = (H-S)^4 / 4H / (H-13)^3 - C1 \quad (10)$$

$$C4 = (H-S)^5 / 5H / (H-13)^4 - C1 \quad (11)$$

$$C5 = (H-S)^8 / 8H / (H-13)^7 - C1 \quad (12)$$

$$R1 = (F-C1-P1.C2) / (C3-O3.C2) \quad (13)$$

$$R4 = (O4.C2-C4) / (C3-O3.C2) \quad (14)$$

$$R5 = (O5.C2-C5) / (C3-O3.C2) \quad (15)$$

$$a_3 = R1 + a_4 \cdot R4 + a_5 \cdot R5 \quad (16)$$

In diese Formel gehen die Stockhöhe S, die Scheitehhöhe H, der d_{03} und der BHD in Dezimetern ein. Die Formzahl F in Gleichung (13) ist die nach BRAUN (1969) aus BHD, Höhe und d_{03} ermittelte Schaftholzformzahl. Die Koeffizienten a_4 und a_5 sind die mit den Formeln und Koeffizienten der Tabelle 1 ermittelten Schaftkurvenparameter. Alle übrigen Variablen dieser Zusammenstellung enthalten nur Zwischenergebnisse der Berechnung. Zur Berechnung des Prozentanteiles der Stockhöhe an der Scheitehhöhe, H, nach der Formel:

$$S/H.100 = k_{ET} - 0,03271 \cdot H/D + 0,00027(H/D)^2 - 0,00000076(H/D)^3 \quad (17)$$

Können die ertragstafelgebietsweise verschiedenen Absolutglieder k_{ET} der Tabelle 2 entnommen werden.

Tabelle 2: Absolutglieder der Stockhöhenfunktionen nach Ertragstafelgebieten

Ertragstafelgebiet	k_{ET}
Hochgebirge	2,0866
Bayern	1,9847
Bruck	1,9936
Weitra	2,1907

Mit den drei nunmehr bestimmten Koeffizienten a_3 bis a_5 ergibt sich a_2 aus der Bedingung, daß die Schaftkurve exakt den d_{03} passieren soll:

$$a_2 = (G_3 - H_3) / (H_3^2 - H_3) - a_3 (H_3^3 - H_3) / (H_3^2 - H_3) \quad (18)$$

und a_1 aus der Bedingung, daß die Schaftkurve exakt den BHD passieren muß:

$$a_1 = 1 - a_2 - a_3 - a_4 - a_5$$

Das in Liste 1 zusammengestellte FORTRAN-Unterprogramm KOF zeigt zusammengefaßt die Berechnung der Koeffizienten a_1 bis a_5 aus den Eingabeparametern BHD, H, d_{03} und dem Ertragstafelgebiet.

Liste 1:

```

SUBROUTINE KOF(D1,H1,D03,POW,COF,H,STC,IET)
C
C      ERMITTlung DER KOEFFIZIENTEN DER SCHAFTKURVE NACH POEYTAENIEMI
C
C-----PARAMETERBESCHREIBUNG
C
C      D1...BHD IN CM
C      H1...SCHEITELHOEHE IN M
C      D03...DURCHMESSER IN 3/10 DEF. SCHEITELHOEHE IN .CM
C      POW..EXPONENTEN DER SCHAFTKURVE
C      COF..KOEFFIZIENTEN DER SCHAFTKURVE
C      H...ANZAHL DEF KOEFFICIENTEN U. EXPONENTEN DER SCHAFTKURVE
C      STC...STOCKHOEHE
C      IET..ERTRAGSTAFLGEBIET
C-----
```

```

C      DIMENSION POW(8),COF(8),O(8),C(8),P(8),B(4,6),ASTC-4),R(4,4)
C
C      ASTC...Koeffizienten zur Ermittlung der Stockhoehe
C
C      DATA ASTC/2.0866,1.9847,1.9936,2.1907/
C
C      B.....Koeffizienten zur Ermittlung von A4=COF(4)
C
C      DATA B/-0.0022,-.0031,-.0005,-.0011,-50.,-70.,35.,-30.,170.,380.,
C      1350.,200.,30.00151.02.8.952,21.52.,246128,.353851,.701115,.263252
C      2.,26.35.84.56,72.46,29.21/
C
C      A.....Koeffizienten zur Ermittlung von A5=COF(5)
C
C      DATA A/-1.39611,.37066,.1696,-1.37576,.08503,.0120766,.01555935
C      1.,.08094,-.0010036,-.00019408,-.00018633,-.00091361,.000003521,
C      2.0000006568,.0000005304,.00000301/
C      IF(H1.LT.10.) RETURN
C      HD=H1/D1*100.
C      IF(HD.GT.165.) HD=165.
C      IF(HD.LT.36.) HD=36.
C
C      Berechnung von A4=COF(4), und A5=COF(5)
C
C      A4=(HD-B(IET,2))<(B(IET,3)-B(IET,2))
C      A4=A4+B(IET,4)
C      A5=(B(IET,3)-HD)<(B(IET,3)-B(IET,2))/B(IET,5)
C      A4=A4+A5+B(IET,6)
C      COF(4)=B(IET,1)-A4
C      COF(5)=A(IET,1)+A(IET,2)*HD+A(IET,3)*HD*2+A(IET,4)*HD*3
C      D=D1/10.
C      H=H1*10.
C      D3=D03/10.
C
C      Berechnung der Stockhoehe
C
C      STC=H1*(ASTC(IET)-.03271*HD+.00027*HD*2-.00000076*HD*3)/100.
C      S=STC*10.
C
C      Berechnung von A3=COF(3) so, dass das Schaftholzvolumen
C      der Volumsfunktion der Oesterr. Forstinventur entspricht
C
C      H3=.7*H/(H+13.)
C      G3<(D3/D)*2
C      ZH=H3**POW(2)-H3**POW(1)
C      P1=(G3-H3*POW(1))/ZH
C      DO 70 I=3,H
C      0(I)=(H3*POW(I))-H3*POW(I))/ZH
C      0=(H-S)/H-13)
C      C1=((H-S)**(POW(I)+1.))/((POW(I)+1.)*(H-13.))**POW(I)*H)
C      DO 71 J=2,H
C      AA=(H-S)**(POW(J)+1.)
C      BB=(H-13.)*POW(J)
C      CC=(POW(J)+1.)*BB*H
C      C(J)=AA/CC-C1
C
C      71 CONTINUE
C      F=-.24356+.82714*(D3/D)+.00029103*H/D+.028712*D
C      T=C(3)-O(3)*C(2)
C      R1=(F-C1-P1*C(2))/T
C      DO 72 I=4,H
C      72 R(I)=(O(I)*C(2)-O(I))/T
C      COF(3)=R1
C      DO 60 I=4,H
C      60 COF(3)=COF(3)+COF(I)*R(I)
C
C      Berechnung von A2=COF(2) so, dass die Schaftkurve durch
C      den D03 geht
C
C      COF(2)=P1-COF(3)*O(3)
C      DO 61 I=4,H
C      61 COF(2)=COF(2)-COF(I)*O(I)
C
C      Berechnung von A1=COF(1) so, dass die Schaftkurve durch
C      den BHD geht
C
C      COF(1)=1.-COF(2)-COF(3)
C      DO 62 I=4,H
C      62 COF(1)=COF(1)-COF(I)
C      RETURN
C      END

```

Die Funktionsunterprogramme DCHM und HDCHM sind FORTRAN-Funktionen. DCHM dient zur Berechnung eines gesuchten Durchmessers am Schaft aus der gegebenen Höhe am Schaft und den Eingabeparametern BHD, Scheitelhöhe und Schaftkurvenkoeffizienten. Mit HDCHM wird jene Höhe am Schaft berechnet, in der ein gegebener Durchmesser auftritt.

Liste 2:

```
SUBROUTINE DCHM(D1,H1,POW,COF,N,S1,D2)
C
C      DERECHNUNG EINES OBEREN DURCHMESSERS
C
C-----PARAMETERBESCHREIBUNG
C
C      D1.....BHD IN CM
C      H1.....SCHEITELHOEHE IN M
C      POW UND COF .... SCHAFTKURVENPARAMETER AUS SBRTH KOF
C      N = 5
C      S1.....JENE HOEHE AM STAMM, IN DER DER DURCHMESSER GESUCHT WIRD
C      D2.....GESUCHTER DURCHMESSER
C
C      DIMENSION POW(1),COF(1)
C      IF(H1.GT.10.) GO TO 10
C      D2=D1-(S1-1.3)/(H1-1.3)*B1
C      RETURN
10  D=D1/10.
      H=H1*10.
      S=S1*10.
      SUM=0
      X=(H-S)/(H-13.)
      DO 1 I=1,N
1      SUM=SUM+COF(I)*X**POW(I)
      IF(SUM.LE.0.) SUM=.000001
      D2=D1=SORT(SUM)
      RETURN
END
```

Liste 3:

```
SUBROUTINE DCHM(D1,H1,POH,COF,N,SZ,DD)
C   ITERIEREN DER HOEHE ZU EINEM GESEUCHTEN DURCHMESSER
C-----PARAMETERBESCHREIBUNG
C
C   D1.....BHĐ IN CM
C   H1.....SCHEITELHOEHE IN M
C   POH UND COF.....SCHAFTKURVENPARAMETER AUS SBRTH KOF
C   N = 3
C   SZ.....GESEUCHTE HOEHE AM STAMM
C   DD.....GEGEBENER DURCHMESSER
C
C   DIMENSION POH(1),COF(1)
C
C   DURCHMESSER AM BODEN
C
CALL DCHM(D1,H1,POH,COF,N,0.,DD)
IF(DD.LT.DD) GOTO 2
SZ=0.
RETURN
2 IH=H1/2.
DO 3 I=1,IH
S=H1-2.*I
CALL DCHM(D1,H1,POH,COF,N,S,DD)
IF(DD.GT.DD) GOTO 4
3 CONTINUE
4 SZ=SZ+2.
CALL DCHM(D1,H1,POH,COF,N,SZ,DD)
SZ=SZ+2.*((DD-DD)-(DD-DD))
IF(SZ.LT.0.) SZ=0.
RETURN
END
```

2.1.2. Die Rindenfunktion

Zur Ausformung eines Stammes und zur Berechnung der Sortenanteile im Sinne der Stärkeklassen der Österreichischen Holzhandelsusancen bedarf es noch zu jedem Durchmesser am Schaft des entsprechenden Rindenabzuges. Dieser wurde wie folgt abgeleitet:

GÜDE (1973) hat gezeigt, daß allgemein die Rindenstärke eine lineare Funktion des Schaft- bzw. Blochdurchmessers ist. KIRSCHNER (1976) und SCHEELE (1977) haben gezeigt, daß auch für einzelne Stämme der Fichte die Rindenstärke eine lineare Funktion des Durchmessers der Form

$$R=a+b.d \quad (19)$$

ist. Dabei konnten die Koeffizienten a und b von KIRSCHNER (1976) in Abhängigkeit verschiedener Faktoren, wie Bonität, Seehöhe, soziale Stellung des Baumes etc. dargestellt werden. Sowohl aus den Angaben von KIRSCHNER (1976) als auch aus denen von SCHEELE (1977) und GÜDE (1973) läßt sich die Rindenstärke an der Wipfelknospe, also in der Höhe H eines

Baumes, aus der Bedingung errechnen, daß an diesem Punkt die doppelte Rindenstärke gleich dem Schaftdurchmesser sein muß. Die entsprechende Umwandlung der Formel (19) ergibt daher die Rindenstärke an der Wipfelknospe mit

$$R=a/(1-2b) \quad (20)$$

Mit den Angaben für a und b aus SCHEELE (1977) und KIRSCHNER (1976) konnte eine mittlere doppelte Rindenstärke an der Wipfelknospe mit $2R=0,712$ errechnet werden. Die doppelte Rindenstärke in Brusthöhe errechnet sich für die Fichte nach der Österreichischen Forstinventur aus der Formel

$$BHD\text{ o.R.} = BHD\text{ m.R.}/(1,0517+0,062667/BHD\text{ m.R.}) \quad (21)$$

(BRAUN (1969) und Mitteilung des Institutes für Ertrag und Betriebswirtschaft der FBVA Wien)

Sind nun für einen Stamm die Wertepaare: doppelte Rindenstärke und zugehöriger Durchmesser für zwei Stellen bekannt, dann kann aus diesen die individuelle Rindenstärkenformel $2R = a+b.d$ durch Berechnung der Koeffizienten a und b ermittelt werden. Mit der FORTRAN-Funktion RIKOEF (siehe Liste 4) können aus gegebenen BHD die Koeffizienten a und b der Formel (19) berechnet werden.

Liste 4:

```
SUBROUTINE RIKOEF(BHD,A,B)
C---BHD IN CM, 2R AM HIPFEL=0.712 CM
C---A,B KOEFFIZIENTEN DER RINDENFUNKTION 2R=A+B*DMR
      D1=BHD/10.
      D0=D1/(1.0517+.062667/D1)
      R213=(D1-D0)*10.
      B=(R213-.712)/(BHD-.712)
      A=.712*(1.-B)
      RETURN
      END
```

Mit den hier beschriebenen Funktionen kann nun für jeden Stamm, dessen Scheitelhöhe, BHD und d_{03} bekannt sind, je nach Wunsch der Durchmesser in einer gegebenen Höhe (mit oder ohne Rinde), oder die Höhe, in der ein gegebener Durchmesser (mit oder ohne Rinde) auftritt, berechnet werden. Da

aber, mit Ausnahme der Österreichischen Forstinventur, der d_{03} stehender Stämme nur selten bestimmt wird, mußte ein Weg gesucht werden, für solche Stämme den d_{03} zu schätzen. Dazu diente folgender Gedankengang:

Sowohl die Schaftholzformzahlfunktion der Österreichischen Forstinventur nach BRAUN (1969) als auch die von POLLANSCHÜTZ (1974) angegebene Formzahlfunktion wurden aus dem gleichen Datenmaterial, nämlich den Fichtenfunktionsstämmen der Österreichischen Forstinventur geschätzt. Die Formzahlfunktion nach BRAUN (1969) enthält den d_{03} und lautet:

$$f = -0,24356 + 0,82714 \cdot d_{03}/BHD + 0,00029103 \cdot H/BHD + 0,028712/BHD \quad (22)$$

Die Formzahlfunktion von POLLANSCHÜTZ (1974a) enthält für die in der Praxis üblichen Messungen nur den BHD und die Scheitelhöhe H und lautet:

$$f = 0,46818 - 0,013919 \cdot \ln^2 BHD - 28,213/H + 0,37474/BHD - 0,28875/BHD^2 + 28,279/BHD/H \quad (23)$$

Durch Gleichsetzen dieser beiden Formeln läßt sich aus den Eingabeparametern BHD und Scheitelhöhe jener d_{03} ermitteln, der im Durchschnitt für solche Bäume erwartet werden kann:

$$d_{03} = 1,209 \cdot f \cdot BHD + 0,2945 \cdot BHD - 0,00035185 \cdot H - 0,035 \quad (24)$$

In dieser Formel bedeutet f die aus Formel (23) berechnete Formzahl.

Um nun für einen gegebenen stehenden Baum den Durchmesser in einer gewünschten Höhe schätzen zu können, sind bei bekanntem d_{03} die Koeffizienten der Schaftkurve entsprechend dem Unterprogramm KOF zu berechnen. Ist dagegen der d_{03} unbekannt, dann ist er gemäß Formel (24) aus dem BHD und der Scheitelhöhe zu schätzen, und erst danach können die Schaftkurvenparameter wieder mit dem Programm KOF berechnet werden. Werden in der Folge Durchmesser ohne Rinde verlangt, dann sind die Koeffizienten der Rindengleichung gemäß der Funktion RIKOEF zu schätzen. Mit diesen Koeffizienten ist dann bei gegebener Höhe der Durchmesser gemäß der Funktion DCHM zu berechnen und die doppelte Rindenstärke gemäß Formel (20) abzuziehen. Im umgekehrten Fall ist gemäß Formel (20) aus dem Durchmesser

ohne Rinde der Durchmesser mit Rinde zu berechnen und mit den Koeffizienten der Schaftkurve und der Subroutine HDCHM die zugehörige Höhe aufzusuchen.

3. DAS AUSFORMUNGSPROGRAMM

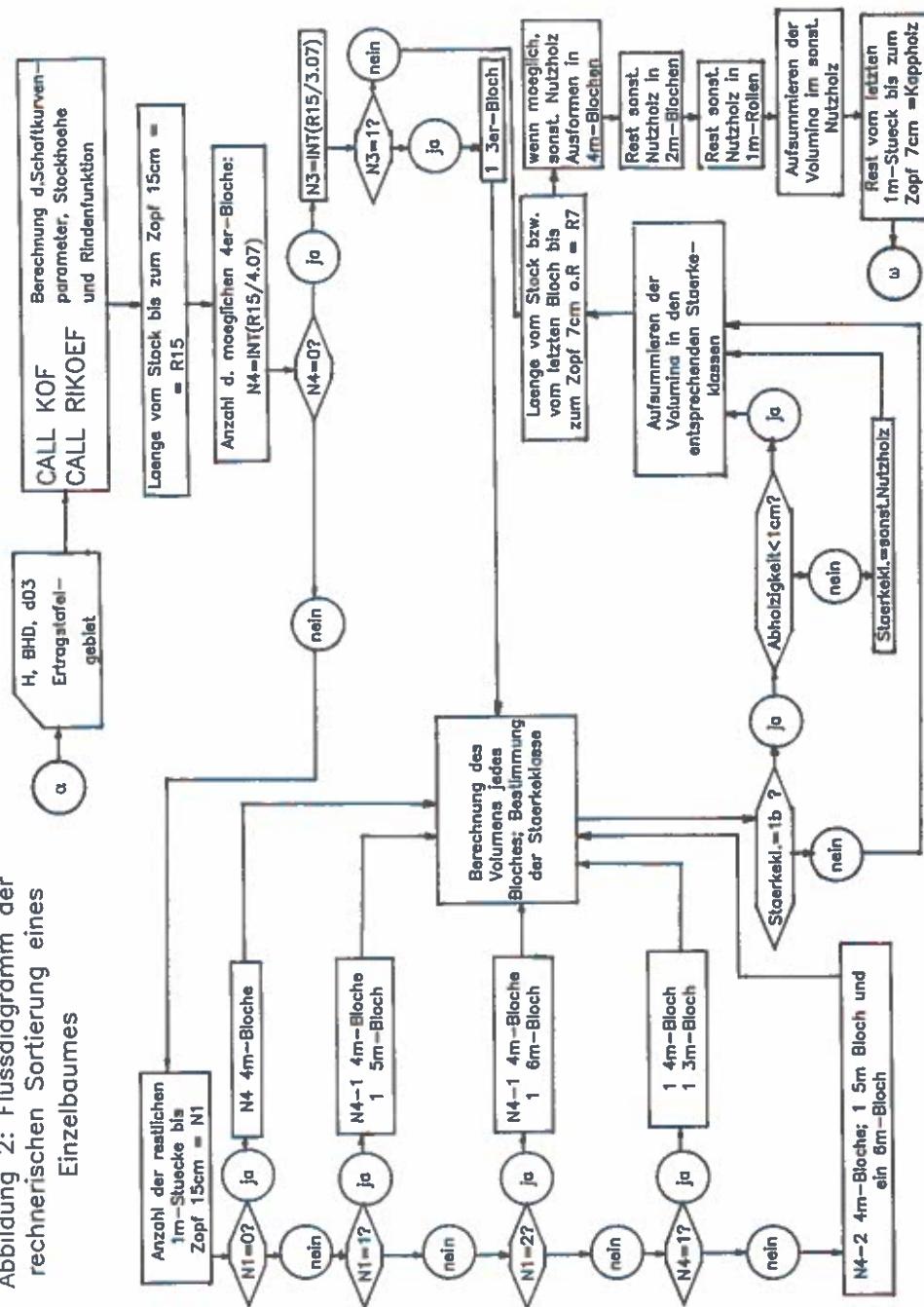
Nach einem Vorschlag von JÖBSTL (1976) formulierte der Autor ein EDV-Programm zur Ausformung eines Einzelstammes bei bekannter Schaftkurve (STERBA, 1976a). Das prinzipielle Vorgehen bei der hier unterstellten Blochsortierung ist im Flußdiagramm der Abb. 2 dargestellt. Das Programm berücksichtigt alle usancengemäßen Richtlinien, wie die geforderten Überlängen, das ganzzahlige Abrunden der Mittendurchmesser, die zulässige Abholzigkeit von 1 cm/m bei Sägerundholz der Stärkeklasse 1b und darüber hinaus eine Schnittfuge von 1 cm. Bleibt noch zu bemerken, daß beim Ausformen verschieden langer Blöcke die Entscheidung darüber, an welcher Stelle das 5 bzw. 6 m lange Blöck ausgeformt wird, von einem Zufallszahlengenerator gefällt wird. Zumaldest in diesem Sinne geht die Sortierung nicht "wertmaximierend" vor, sondern versucht eher einen konkreten manuellen Sortierungsvorgang zu simulieren.

4. DIE GENAUIGKEITSKRITERIEN

Bei der Ermittlung der verschiedenen Funktionen wie Schaftkurven, Regressionsfunktionen zum Schätzen der Sortenanteile, Stockhöhenfunktion etc. wurde nach den üblichen statistischen Genauigkeitsforderungen vorgegangen. Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % abgesicherte Unterschiede führten zur Verwendung verschiedener Funktionen. Variablen, die mit dieser Irrtumswahrscheinlichkeit eine Funktion verbesserten, wurden in diese aufgenommen.

Bei der tatsächlichen, tabellarischen Erstellung der Sortentafeln wurde jedoch ein anderes Genauigkeitskriterium benötigt, denn es können bei großem Datenmaterial auch Unterschiede abgesichert werden, die in keiner Weise praktisch relevant sind. So ist etwa das zusätzliche Messen einer weiteren Variablen, die die Schätzgenauigkeit eines oberen Durchmessers um

Abbildung 2: Flussdiagramm der rechnerischen Sortierung eines Einzelbaumes



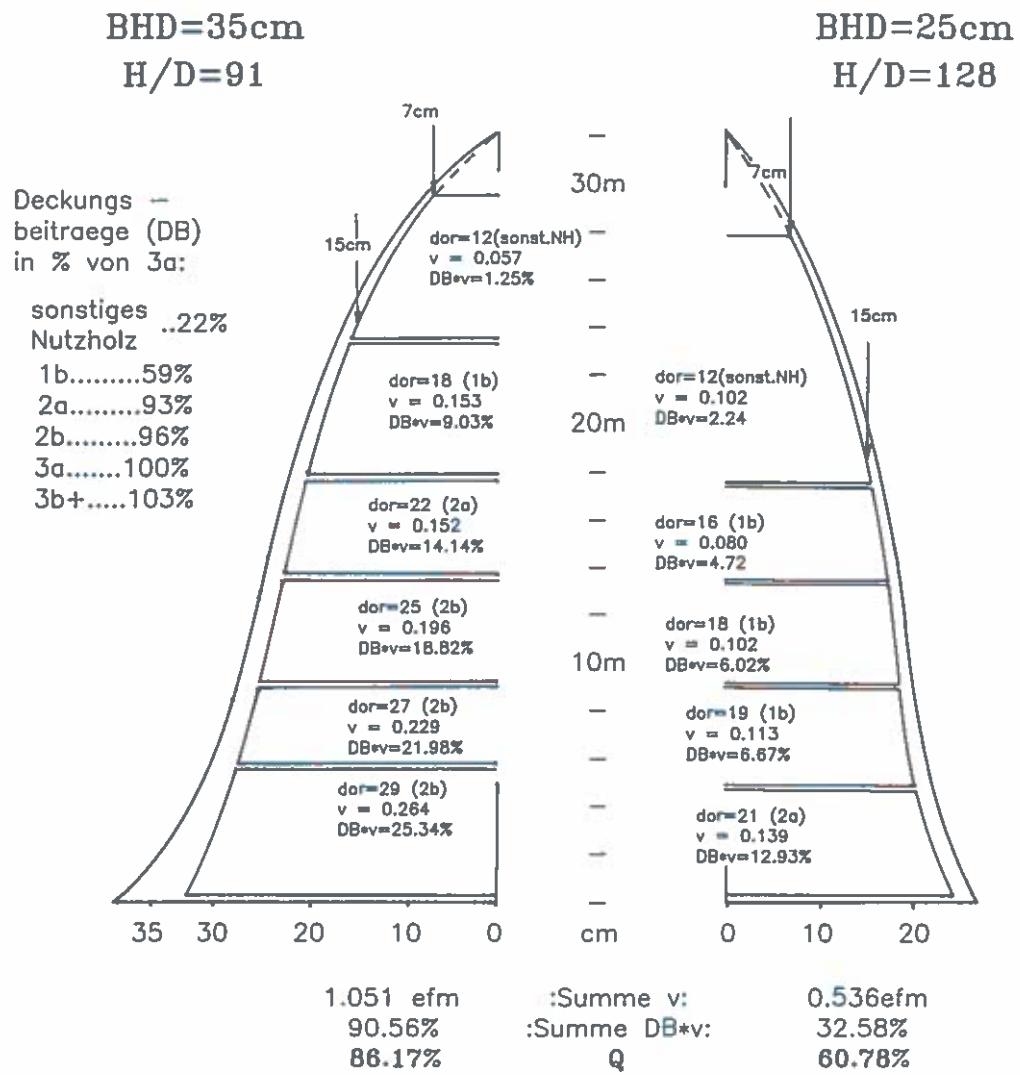
0,1 mm zu verbessern vermag, sicher kein vertretbarer Aufwand. Auch dann nicht, wenn der Einfluß dieser Variablen aufgrund der hohen Stichprobenanzahl (10.000 Funktionsstämme) hochsignifikant wäre.

Weiters ist eine Fehlerangabe für jede mögliche Stelle der Schaftkurve oder für jedes ausformbare Sortiment zwar möglich, eine Beurteilung der Gewichtigkeit dieses Fehlers aber keineswegs einfach. Es ist immerhin zu erwarten, daß eine Schaftkurve nicht an jeder Stelle gleich genau sein muß. Wird der Anteil an sonstigem Nutzholz fehlerhaft geschätzt, so spielt das vermutlich eine geringere Rolle, als wenn der Anteil von 3b fehlerhaft geschätzt wird. In letzterem Fall könnte aber der Schätzfehler durch einen ähnlichen, nur umgekehrt gerichteten Fehler bei der Schätzung der nächsten Stärkeklasse wieder aufgehoben werden.

Es war daher ein Genauigkeitskriterium zu suchen, das die Genauigkeit der Sortenverteilung für einen ganzen Stamm bzw. für einen ganzen Bestand in einem Zahlenausdruck zu fassen vermag.

Diese Bedingung erfüllte die von SAGL (1976) in den Alterswertfaktoren formulierte "Qualitätsziffer" weitgehend. Ihre Ermittlung ist in Abbildung 3 für zwei Stämme gleicher Höhe, aber mit verschiedenem BHD dargestellt. Jeder Stamm wird entsprechend dem Vorgehen aus Kapitel 3 ausgeformt. Der Wert des Stammes wird durch Summierung der Produkte von Volumen und sortenweise verschiedenem Deckungsbeitrag errechnet. Dabei wird der Deckungsbeitrag nicht in Schilling, sondern nur in Relativzahlen angeführt; der Deckungsbeitrag des Sortiments 3a wird gleich 100% gesetzt. Dieser Wert des Stammes, dividiert durch das Volumen in Erntefestmetern Derbholz ohne Rinde, ergibt dann die Qualitätsziffer. Sie ist also der auf einen Erntefestmeter bezogene Deckungsbeitrag eines Stammes bzw. eines Bestandes, ausgedrückt in Prozent des Deckungsbeitrages von Sägerundholz der Stärkeklassen 3a. Die bei der Entwicklung der Sortenertragsstafeln verwendeten groben Schätzwerte für die sortenweise verschiedenen Deckungsbeiträge mögen zwar längst überholt sein, ihre Tauglichkeit als Genauigkeitskriterium ist jedoch nur abhängig vom relativen Verhältnis der Deckungsbeiträge der Sorten zueinander. Eine Verringerung der Sortenunterschiede wird die Genauigkeit der Qualitätsziffer erhöhen, eine Vergrößerung der Sortenunterschiede den umgekehrten Effekt haben.

Abb.3: Ausformung und Berechnung der Qualitätsziffer zweier Staemme mit $h = 32$ m und



4.1. Genauigkeitsbeurteilung der Schaftkurve anhand der Qualitätsziffer

Mittels der eben beschriebenen Qualitätsziffer wurde zunächst die Sortierungsgenauigkeit mit Hilfe der Schaftkurve untersucht. Dann wurde mit mehreren Sensibilitätsanalysen geprüft, wie die Qualitätsziffer auf die Veränderung verschiedener Schaftkurvenparameter reagiert. Für diese Untersuchungen fanden die von J. MARSCHALL freundlicherweise zur Verfügung gestellten Probestammdaten aus dem Waldviertel Verwendung. Die jeweils 1350 Fichtenstämme wurden mit dem Schaftkurvenschema für das Ertragstafelgebiet Weitra entsprechend dem in Kapitel 3 beschriebenen Ausformungsprogramm sortiert, und die zugehörige Qualitätsziffer berechnet. Als Eingangsdaten wurden der BHD, der d_{03} (kreuzweise auf mm genau kluppiert) und die Scheitelhöhe verwendet. Nach der Ausformung jedes Stammes wurden folgende Änderungen vorgenommen:

Zuerst wurden jene Fehler untersucht, die durch die Zufallsvariation allein verursacht werden. Dabei wurden folgende Fälle konstruiert:

1. Der Stamm wird zweimal mit der gleichen Schaftkurve ausgeformt, es variiert daher nur die Einteilung in Blöcke bei der möglichen Ausformung von 5er und 6er Blöchen.
2. Der Stamm wird einmal mit seinen tatsächlichen Eingabedaten, BHD, d_{03} und H ausgeformt und beim zweitenmal werden diese Bestimmungsgrößen mit einer normalverteilten Zufallsvariation von $\pm 5\%$ im Sinne des Variationskoeffizienten verändert.

In Tabelle 3 sind die daraus resultierenden Variationskoeffizienten der Qualitätsziffer bzw. des Volumens in efm D o.R. angeführt.

Tabelle 3: Variationskoeffizienten der Qualitätsziffer und des Volumens in efm D o.R.

	c% Q	c% efm D o.R.
Identische		
Schaftkurve	4,1	1,1
c % H = + 5 %	5,7	6,0
c % BHD = + 5 %	10,0	5,7
c % d_{03} = + 5 %	11,3	9,5

Die in dieser Tabelle angeführte Variation der Qualitätsziffer und des Erntevolumens bei Variation der Bestimmungsgrößen ist bereits um die Zufallsvariation infolge der Ausformung bei der gleichen Schaftkurve bereinigt. Allgemein bewirkt also eine Variation des d_{03} um $\pm 5\%$ eine Variation der Qualitätsziffer und des Erntevolumens um ca $\pm 10\%$. Die gleiche Variation des BHD oder der Höhe verursachen dagegen im Volumen nur eine Variation um $\pm 6\%$. Die Qualitätsziffer dagegen variiert unter diesen Bedingungen jedoch um $\pm 10\%$ bei Variation des BHD, aber nur um $\pm 6\%$ bei Variation der Höhe.

Interessant ist, daß allein durch die Variation der Ausformung (Lage der 5er- und 6er-Bloche) die Qualitätsziffer um $\pm 4\%$ variiert, das Erntevolumen dagegen nur um $\pm 1\%$.

Als nächstes wurden dann die Abweichungen der Qualitätsziffer und des Erntevolumens bei einer systematischen Änderung der Höhe und des d_{03} untersucht. Diese Abweichungen waren erwartungsgemäß hoch signifikant. Eine Verringerung der Höhe um 5 % führte zu einer Senkung der Qualitätsziffer um 0,9 %, aber zu einer Senkung des Erntevolumens um 5,3 %. Eine Veränderung des d_{03} um 5 % dagegen veränderte das Erntevolumen um 8,2 % und die Qualitätsziffer um 5,4 %.

Ein letzter Simulationslauf sollte noch klären, welche Fehler in Kauf genommen werden, wenn auf die Erhebung des d_{03} verzichtet wird und er statt dessen aus der allgemeinen Formzahlfunktion von POLLANSCHÜTZ (1974a) zurückgerechnet wird. Für die vorliegenden 1350 Fichten aus dem Waldviertel ergab sich dadurch ein systematisch um 0,9 % zu niedriges Erntevolumen und die Qualitätsziffer wurde um den gleichen Betrag unterschätzt. Obwohl beide Werte signifikant waren, kann aufgrund der Größenordnung des Fehlers auf die Information des d_{03} verzichtet werden.

Die vom d_{03} erklärte Variation von Qualitätsziffer bzw. Erntevolumen betrug jedoch $\pm 13,4\%$ bzw. $9,0\%$, so daß für bestimmte Straten des Datenmaterials (Stammklassen und ähnliches) die Erhebung des d_{03} auch für die Sortenerhebung von großer Bedeutung ist. Aus der Größenordnung dieser Zufallsvariation ergibt sich der Variationskoeffizient des d_{03} mit etwa $\pm 5\%$.

4.2. Die Darstellung der Einzelstammsortentafel aufgrund Genauigkeit der Qualitätsziffer

Aus den Berechnungen über die Variation der Qualitätsziffer als Folge der Zufallsvariation des BHD und der Scheitelhöhe ergab sich, daß bei Vorgabe einer Stufenbreite von 2 cm für den BHD und einer Stufenbreite des H/D-Wertes von 20 die Qualitätsziffer einen Variationskoeffizient von etwa $\pm 13\%$ aufweist.

Dem liegen folgende Überlegungen zugrunde:

Die Variation der Qualitätsziffer verhält sich zu der des BHD wie 10 : 5 (vgl. Tabelle 3), bezüglich der Variation der Höhe ist das entsprechende Verhältnis 5,7 : 5. Die Standardabweichung bei Gleichverteilung für 2 cm-Stufen beträgt $s_{BHD} = 0,58$.

Bezogen auf einen BHD von 18 cm, dem ersten Durchmesser, bei dem Sägerundholz erwartet werden kann, ergibt dies einen Variationskoeffizienten von 3,2 % und einen daraus folgenden Variationskoeffizienten der Qualitätsziffer von 6,4 %. Der gleiche Berechnungsvorgang der H/D-Wertstufen von 20, bezogen auf den ersten sinnvollen H/D-Wert von 60, ergibt einen erwarteten Variationskoeffizienten der Qualitätsziffer von 11 %. Aus der gemeinsamen Variation von BHD und H/D-Wert in den angegebenen Stufen läßt sich mittels des Fehlerfortpflanzungsgesetzes bei der Qualitätsziffer ein Variationskoeffizient von etwa 12,7 % erwarten.

Um nun für jede der angegebenen Stufen die Qualitätsziffer auf $\pm 1\%$ genau im Sinne der Standardabweichung des Mittelwertes zu bekommen, mußten je Stufe mind. 160 Stämme aufgenommen werden.

Getrennt für jedes Ertragstafelgebiet wurden für die H/D-Wertstufen 60, 80, 100 und 120 und BHD-Stufen von 18 bis 50 cm (jeweils mit einer Stufenbreite von 2 cm) die mittlere Qualitätsziffer berechnet. Das bedeutet, daß z.B. für die BHD-Stufe 20 cm und eine H/D-Klasse 80 von einem Zufallszahlengenerator insgesamt 200 Stämme erzeugt wurden, deren BHD zwischen 19 und 21 cm und deren H/D-Wert zwischen 70 und 90 lag. Jeder dieser Stämme wurde entsprechend dem in Kapitel 3 dargestellten Ausformungsprogramm sortiert und anschließend, wie in Abbildung 2 beschrieben, die Qualitätsziffer berechnet. Der Mittelwert der so erhaltenen Qualitätsziffer galt dann als Qualitätsziffer der Stufe BHD = 20 und H/D = 80.

Die so erhaltenen Qualitätsziffern sind in der Abbildung 4 und Abbildung 5 wiedergegeben. Während Abbildung 4 beispielsweise für den H/D-Wert von 60 zeigt, daß sich bei gleichem BHD die Ertragstafelgebiete hinsichtlich der Qualitätsziffern nur unbedeutend unterscheiden, kann der Abbildung 5 entnommen werden, daß sich die Qualitätsziffer in Abhängigkeit vom H/D-Wert wesentlich ändert. Die Unterschiede sind bei den H/D-Wertstufen 60 - 100 vor allem bei schwächeren Brusthöhendurchmessern sehr groß, während sich die Unterschiede zwischen H/D = 100 und H/D = 120 als nur gering erweisen. Außerdem kann der Abbildung 4 entnommen werden, daß der Zunahme des BHD um 1 cm bis zu einem Wert von 30 cm eine wesentlich stärkere Zunahme der Qualitätsziffer entspricht als darüber.

Aus all diesen Gründen wurde bei der tabellarischen Darstellung der Einzelstammsortentafel

- + auf eine Wuchsgebietsgliederung verzichtet,
- + eine Gliederung nach 1cm-BHD-Stufen bis zu einem Bereich von 30 cm und danach eine solche nach 2 cm-Stufen vorgenommen,
- + in jeder BHD-Stufe die Sorten getrennt für die H/D-Werte 60, 70, 80, 90, 100 und 120 angegeben,
- + in jeder dieser Stufen die rechnerische Ausformung von 200 simulierten Stämmen je Ertragstafelgebiet vorgenommen und gemittelt.

Abbildung 4: Die Qualitätsziffer bei einem H/D-Wert von 60 in Abhängigkeit vom BHD und dem Ertragstafelgebiet.

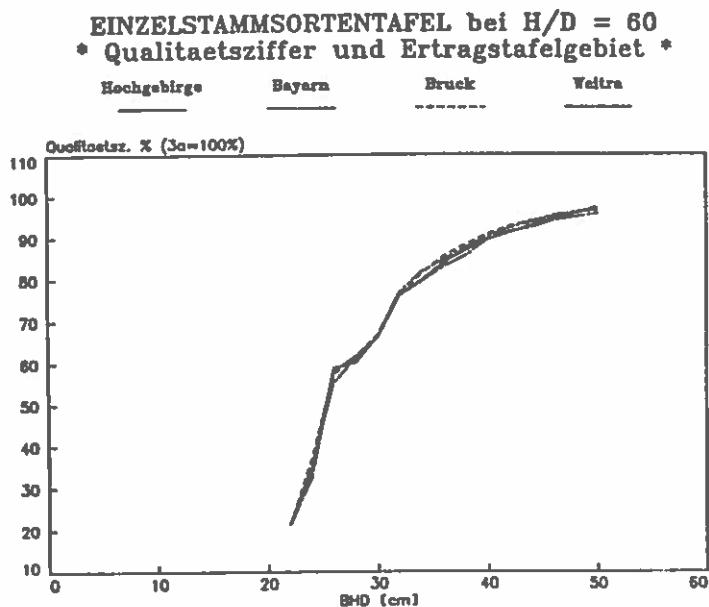
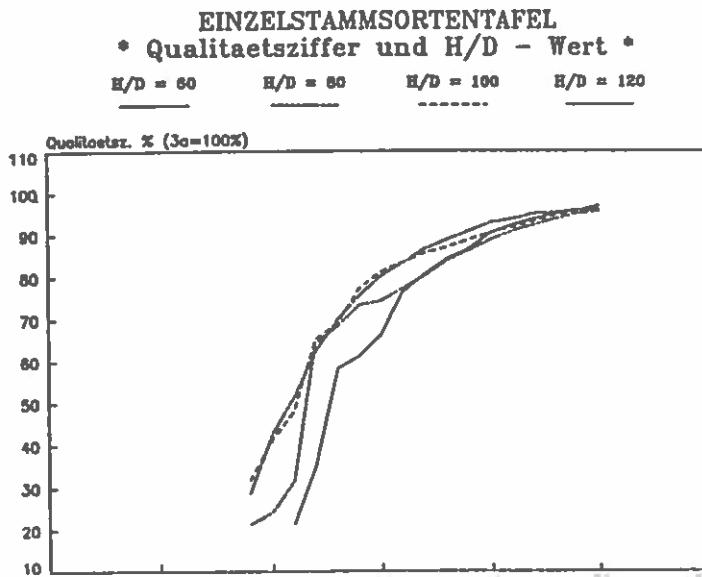


Abbildung 5: Qualitätsziffer in Abhängigkeit vom H/D-Wert



5. BESTANDESSORTENTAFELN

Wie schon unter 1. erwähnt, standen als Datenmaterial für die Bestandesortentafeln jene Probeflächen der Österreichischen Forstinventur von 1971 - 1976 zur Verfügung, die zur Gänze im Wald lagen und ein- oder höchstens zweischichtige Fichtenbestände repräsentierten. Da die Österreichische Forstinventur zu diesem Zeitpunkt Bäume erst ab einer Kluppschwelle von 10,5 cm aufnahm, mußte der darunterliegende Teil der Stammzahlverteilung auf anderem Weg geschätzt werden.

5.1. Stammzahlverteilung unter der Kluppschwelle (nach SÜSS, 1979 und 1980)

Aus den Daten der von GÜDE (1977) beschriebenen Inventur, die eine der ganz wenigen Forstinventuren ohne Kluppschwelle ist, berechnete SÜSS (1979) ein Funktionsschema. Mit ihm können jene Multiplikatoren berechnet werden, mit denen a) der tatsächliche Mitteldurchmesser auf den Mitteldurchmesser der Stammzahlverteilung über eine gegebene Kluppschwelle, und b) die tatsächliche Stammzahl auf die Stammzahl über diese Kluppschwelle umgerechnet werden können. Diese Formeln sind:

$$dg = dg_{KS} \cdot A \quad \text{und} \quad (25)$$

$$N = N_{KS} \cdot B \quad (26)$$

wobei dg und N den tatsächlichen Mitteldurchmesser bzw. die tatsächliche Stammzahl bedeuten und dg_{KS} und N_{KS} den Werten der Stammzahlverteilung über der Kluppschwelle, KS, entsprechen.

Die beiden Faktoren A und B sind bei Fichtenreinbeständen Funktionen der Kluppschwelle und der Oberhöhe. Jene Oberhöhe, ab der keine Stämme mehr unter der Kluppschwelle zu erwarten sind, errechnet sich aus:

$$ho_{Grenze} = 10,4 + 1,6 \cdot KS \quad (27)$$

Für geringere Oberhöhen errechnen sich die Faktoren A und B nach den Formeln

$$A = \sqrt{1 - (0,08494 + 0,0166 \cdot KS)^2 \cdot \left(\frac{h_0}{h_0 - 1}\right)^2} \quad (28)$$

$$B = \left[c_1(1-A) + c_2 \right] / \left[A + c_1(1-A) + c_2 - 1 \right] \quad (29)$$

mit den Koeffizienten

$$c_1 = 0,536 + 0,023 \cdot KS \quad (30)$$

$$c_2 = 0,23156 + 0,13 \cdot h_0 - 0,0188 \cdot KS \quad (31)$$

in diesen Formeln bedeuten A und B die Faktoren aus (25) und (26), KS die Kluppschwelle in cm, und h_0 die Oberhöhe in Metern.

Kann man mittels des errechneten Faktors B die gefundene Stammzahl über einer gegebenen Kluppschwelle auf die Gesamtstammzahl umrechnen, dann kann auch umgekehrt aus der Gesamtstammzahl auf die Stammzahl über einen gegebenen Durchmesser geschlossen werden:

$$N_d = N/B_d, \quad (32)$$

wobei d der Durchmesser ist, oberhalb dessen die Stammzahl N_d gesucht wird, N die Gesamtstammzahl und B_d der Wert für B aus den Formeln (27) - (31), wenn für KS der Durchmesser d eingesetzt wird. Die Stammzahl einer Durchmesserklasse zwischen den Durchmessern d_u und d_o errechnet sich daher aus

$$n = N/B_{do} - N/B_{du} \quad (33)$$

Dabei ist N wieder die Gesamtstammzahl. B_{do} bzw. B_{du} sind die mit der Ober- bzw. Untergrenze der Durchmesserklasse nach den Formeln (27) - (31) berechneten Koeffizienten B.

In den Probeflächen der Österreichischen Forstinventur, die für die Sortenberechnung herangezogen wurden, wurde daher zuerst die Gesamtstammzahl und der Mitteldurchmesser ohne Kluppschwelle ermittelt, indem die Faktoren A und B aus der vorgefundenen Oberhöhe und der Kluppschwelle 10 cm herabgesetzt wurden. Die Stammzahl unter der Kluppschwelle wurde dann

nach den hier beschriebenen Formeln für 1 cm BHD-Klassen berechnet. Zur Ermittlung der zur jeweiligen Stufenmitte gehörigen Höhe wurde aus den Probestämmen der Probefläche eine Höhenkurve der Form $h = \exp(a + b / \text{BHD}) + 1,3$ nach POLLANSCHÜTZ (1974b) errechnet und auf die Durchmesserwerte unterhalb der Kluppschwelle extrapoliert. Das gleiche Vorgehen wurde gewählt, um den d_{03} für die Durchmesserklassen unterhalb der Kluppschwelle zu berechnen. Aus den Probestämmen jeder Probefläche wurde die Regressionsfunktion $d_{03} = a \cdot \text{BHD}^b$ ermittelt und für die Durchmesserklassen unter der Kluppschwelle extrapoliert.

5.2. Die rechnerische Ausformung der Probeflächen der Österreichischen Forstinventur

Die Österreichische Forstinventur nimmt die Probeflächen nach Winkelzählproben mit Zählfaktor 4 auf. Dabei werden der BHD und der d_{03} jedes Probestammes in 1-cm Stufen, die Scheitelhöhe in 0,5 m-Stufen angegeben.

Für jeden Stamm einer solchen Winkelzählprobe wurde vorerst die repräsentierte Stammzahl/ha errechnet. Dann wurden der BHD und der d_{03} mittels einer gleichverteilten Zufallszahl so modifiziert, daß er einen zufälligen Wert innerhalb der angegebenen Durchmesserstufe annahm. Die Scheitelhöhe wurde nach dem gleichen Verfahren modifiziert. Dieser Stamm wurde dann nach dem in Kapitel 3 beschriebenen Verfahren ausgeformt und die Erntefestmeter Derbholz ohne Rinde ($\text{Efmd}_{0.R.}$) im jeweiligen Sortiment berechnet. Das Schaftholzvolumen des Stammes wurde nach der Formzahlfunktion der Österreichischen Forstinventur errechnet, und das Derbholzvolumen ergab sich aus der Integration der Schaftkurve (Kapitel 2) vom Stock bis zur Derbholzgrenze. Sowohl die Erntefestmeter in den Sortimenten, als auch die Schaftholz- und Derbholzvolumina des Stammes wurden mit der repräsentierten Stammzahl multipliziert und über alle Stämme der Winkelzählprobe aufsummiert. Für die Stammzahlverteilung unter der Kluppschwelle wurde ebenfalls für jede 1 cm-Stufe (ab $\text{BHD} = 6 \text{ cm}$) ein Stamm, dessen d_{03} und Scheitelhöhe wie in 5.1 beschrieben ermittelt wurden und dessen Ausmaße wieder mittels Zufallszahlen innerhalb der Stufenbreite modifiziert wurden, ausgeformt und mit der entsprechenden Stammzahl multipliziert. Die so ermittelten Erntefestmeter in den Sortimenten und

sonstigen Volumina wurden zu den aus den Probestämmen der Winkelzählprobe ermittelten Angaben addiert, so daß am Ende der Berechnung jeder Probefläche die folgenden Daten zur Verfügung standen:

Tabelle 4: Die Variablen jeder Winkelzählprobe

N/ha	Stammzahl ohne Kluppschwelle
G/ha	Grundflächendichte ohne Kluppschwelle
VfmD/ha	Derbholzvolumen ohne Kluppschwelle
VfmS/ha	Schaftholzvorrat ohne Kluppschwelle
dg	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms
h_L	Lorey'sche Mittelhöhe
do	Durchmesser des Oberhöhenstamms nach POLLANSCHÜTZ (1973)
ho	Oberhöhe nach POLLANSCHÜTZ (1973)
Efm _{D_i} (i=1,10)	Erntefestmeter Derbholz ohne Rinde je Hektar in den Sortimenten:

- i = 1 ... Stärkeklasse 6+
- i = 2 ... Stärkeklasse 5
- i = 3 ... Stärkeklasse 4
- i = 4 ... Stärkeklasse 3b
- i = 5 ... Stärkeklasse 3a
- i = 6 ... Stärkeklasse 2b
- i = 7 ... Stärkeklasse 2a
- i = 8 ... Stärkeklasse 1b
- i = 9 ... sonstiges Nutzholz
- i = 10... Kapholz

5.3. Die Funktionsschemata zur Berechnung der Sortenanteile

Bevor die prozentische Verteilung der Sortimente als Funktion verschiedener Bestandesparameter dargestellt werden konnte, mußte die Umrechnung der Vorratsfestmeter Derbholz mit Rinde (VfmD_{m.R.}), die Ergebnis jeder Stehendmessung sind, auf Erntefestmeter Derbholz ohne Rinde (EfmD_{o.R.}) erfolgen. Die Differenz zwischen den VfmD_{m.R.} und den EfmD_{o.R.} setzt sich zusammen aus dem Rindenverlust einerseits und aus den usancengemäßen Meßverlusten (ganzzahlige Abrundung des Durchmessers, Überlängen, Formelfehler im Sinne TISCHENDORFS, 1927) anderseits. Der

tatsächliche Ernteverlust ist sicher größer, weil er auch jene Verluste beinhaltet, die normalerweise aufgrund von Schäftsängeln bei der Ausformung entstehen. Diese Ernteverluste konnten jedoch mit dem vorhandenen Datenmaterial nicht erhoben werden und können wegen ihrer großen Streuung auch nicht sinnvoll als Mittelwert angegeben werden.

Zur Berechnung der prozentischen Differenz zwischen $VfmD_{m.R.}$ und $EfmD_{o.R.}$ erwies sich ein Schema der Form

$$\frac{VfmD_{m.R.} - EfmD_{o.R.}}{VfmD_{m.R.}} \cdot 100 = a_0 + a_1/dg + a_2/dg^2 + a_3/dg/hg + a_4/dg^2/hg + a_5 \ln^2(dg/10) \quad (35)$$

am günstigsten, dessen Koeffizienten a_i sich ihrerseits nochmals als eine allometrische Funktion des Mitteldurchmessers erweisen. Es gilt daher noch

$$a_i = 1,0177 \cdot dg^{-0,02284} \cdot b_i \quad (36)$$

Die Koeffizienten b_i sind ertragstafelgebietweise in Tabelle 5 zusammengestellt.

Tabelle 5: Die Koeffizienten b_i der Formel (36)

	Hochgebirge	Bayern	Bruck	Weitra
b_0	15,96	13,11	-0,68	13,95
b_1	-	240,0	694,8	240,8
b_2	-	-	-5028,8	-1002,5
b_3	4676,0	-	-	-
b_4	-38.922,6	-12.418,1	-	-
b_5	-	-	2.7277	-

Mit den Koeffizienten aus Tabelle 5 und dem Mitteldurchmesser (dg) werden also mittels Formel (36) die Koeffizienten a_i berechnet. Diese werden dann in die Formel (35) gemeinsam mit dem Mitteldurchmesser dg in cm und der Höhe des Grundflächenmittelstammes oder der Loreyschen Mittelhöhe (hg in m) eingesetzt. Eine graphische Darstellung der sich aus den beiden Formeln ergebenden Umrechnungszahlen von $VfmD_{m.R.}$ auf $EfmD_{o.R.}$ enthalten die Sortentafeln für Fichte (STERBA und GRIESS, 1983).

Für die Schätzung der prozentischen Anteile der einzelnen Sorten an der Gesamtsumme der Efmd_{O.R.} dienten die in Tabelle 4 zusammengestellten Daten aller Probeflächen der Österreichischen Forstinventur 1971 - 1976. Dieses Datenmaterial, bestehend aus insgesamt 997 Probeflächen wurde nach Ertragstafelgebieten sortiert. Die Anzahl der Probeflächen in den einzelnen Ertragstafelgebieten kann Tabelle 6 entnommen werden.

Tabelle 6: Verteilung der Fichtenreinbestandsprobeflächen der Österreichischen Forstinventur 1971-76 auf die Ertragstafelgebiete

<u>Ertragstafelgebiet</u>	<u>Anzahl der Probeflächen</u>
Hochgebirge	197
Bayern	332
Bruck	298
Weitra	170
<u>insgesamt</u>	<u>997</u>

Getrennt nach Ertragstafelgebieten wurden nun mittels eines EDV-Programmes für schrittweise Regression die prozentischen Anteile der Sorten

- + einmal in Abhängigkeit vom BHD und der Höhe des Grundflächenmittelstammes,
- + einmal in Abhängigkeit von den Mittelstammdimensionen sowie den Bestandescharakteristika: Grundfläche, Stammzahl und Derbholzvorrat/ha sowie der Oberhöhe und
- + dann noch unter Hinzunahme des Durchmessers des Oberhöhenstammes

als abhängige Variable geschätzt. Es ist verständlich, daß die Genauigkeit der Schätzung mit der Anzahl der Eingangsvariablen zunimmt. Dies kommt auch in den in Tabelle 7 für die Ertragstafelgebiete Bayern und Weitra (kleinster und größter Stichprobenumfang) zusammengestellten multiplen Bestimmtheitsmaßen zum Ausdruck.

Tabelle 7: Bestimmtheitsmaße der drei Schätzfunktionstypen:

- (1) $\eta = f(dg, hg)$
- (2) $\eta = f(dg, hg, G, N, V, ho)$
- (3) $\eta = f(dg, hg, G, N, V, do, ho)$

Sortiment	Bayern			Weitra		
	Funktionstyp			Funktionstyp		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Kappholz	84	84	87	90	91	91
Sonst. Nutzholz	91	93	93	88	92	92
1b	47	47	52	40	46	55
2a	49	53	55	38	40	55
2b	50	53	58	35	54	69
3a	35	54	60	69	60	70
3b	50	60	70	50	56	61
4	58	65	78	66	76	85

Aus dieser Tabelle geht auch hervor, daß die Bestimmtheiten bei den schwächeren Sortimenten besonders groß sind, bei den mittleren Dimensionen geringer werden, und bei den starken Sortimenten wieder zunehmen. Bei letzteren ist vor allem die Hinzunahme des Durchmessers des Oberhöhenstammes von besonderer Bedeutung. Das Datenmaterial wurde so behandelt, daß ab der Stärkeklasse 1b in die jeweilige Regressionsrechnung nur jene Datensätze eingingen, deren Anteil am jeweiligen Sortiment größer Null war. Das bedeutet für die Anwendung dieser Funktion aber auch, daß bei der Berechnung der Sortenanteile eines gegebenen Bestandes mit dem Kappholz begonnen werden muß; die Berechnung ist abzubrechen, wenn die jeweilige Prozentsumme größer 100 wird. Bei umgekehrtem Vorgehen (beginnend mit den stärksten Sortimenten) würden sich für die Sortenanteile der stärksten Sortimente bei Beständen mit noch kleinen Mittelstammdimensionen unsinnige Werte ergeben, weil eben solche Probeflächen für die Schätzung der Anteile an stärkeren Sortimenten nicht herangezogen wurden, weil dort der Sortimentsanteil Null war.

5.3.1. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile nur aus den Mittelstammdimensionen

Für dieses Schema wurde auf den Funktionstyp zurückgegriffen, den POLLANSCHÜTZ (1974) für die Berechnung der Schaftholzformzahl verwendete. Dies geschah aus der Überlegung heraus, daß der Anteil eines bestimmten Sortiments an der Gesamtmasse genauso einen Reduktionsfaktor darstellt wie die Formzahl. Ähnliche Überlegungen liegen den amerikanischen "log-rules" zugrunde, die eigentlich nur Volumsfunktionen für jeweils nur ein Sortiment sind.

Der hier verwendete Funktionstyp lautet daher:

$$\text{Sortiment \%} = a_0 + a_1/dg + a_2/hg + a_3/dg^2/hg + a_4/dg^3/hg + a_5/dg^2 + a_6 \cdot \ln^2(dg/10) \quad (37)$$

Dabei bedeuten dg bzw. hg den Brusthöhendurchmesser bzw. die Höhe des Grundflächenmittelstammes in cm bzw. m. Die Koeffizienten $a_1 - a_6$ und das Absolutglied a_0 dieser Funktion sind in Tabelle 8 getrennt nach Sortimenten und Ertragstafelgebieten dargestellt. Zur besseren Lesbarkeit dieser Tabelle, die die Koeffizienten in "scientific notation" enthält, sei im folgenden die Funktion für die Berechnung des Anteils an der Stärkeklasse 3a im Ertragstafelgebiet Hochgebirge angeführt:

$$\% 3a = 23,35 - 225,2/dg$$

Der Anteil an 2a im gleichen Ertragstafelgebiet lautet:

$$\% 2a = 52,95 - 739,9/dg^2 - 18,5 \ln^2(dg/10)$$

5.3.1.1. Prüfung der ertragstafelgebetsweise verschiedenen Funktionsschemata

Wie bei der Einzelstammsortentafel war mittels des Konzeptes der Qualitätsziffer zu prüfen, ob die Bestandessortentafel tatsächlich getrennt nach Ertragstafelgebieten berechnet werden muß, oder ob ein Funktionsschema genügt.

Abbildung 6 stellt daher für die H/D-Werte des Mittelstammes von 60 und 100 die Qualitätsziffer über dem Durchmesser des Grundflächenmittelstammes getrennt nach Ertragstafelgebieten dar. Bei gleichen Mittelstammdimensionen sind die Qualitätsziffern der Bestände sehr wohl nach Ertragstafelgebieten verschieden, die getrennte Darstellung der Bestandessortentafel nach Ertragstafelgebieten erscheint daher geboten. Die nötige Abstufung nach H/D-Wertstufen ist aus der gleichen Abbildung zu entnehmen. Abbildung 7 zeigt noch die Qualitätsziffer von Beständen im Ertragstafelgebiet Hochgebirge, wenn man die Sortenverteilung nur nach den Mitteldurchmessern berechnet, wie sie FRAUENDORFER (1954) angibt.

Die mit den neuen Funktionsschemata errechneten Qualitätsziffern liegen also durchaus im Bereich des Plausiblen. Die nach FRAUENDORFER (1954) errechnete Qualitätsziffer liegt bei kleinen Durchmessern (also in jungen Beständen) im Bereich der hohen H/D-Werte und endet bei den größeren Durchmessern im Bereich der niedrigeren H/D-Werte: dies ist eine Folge der Bestandesbehandlung der "GUTTENBERG-Ertragstafelbestände". Die neuen Funktionsschemata werden aber auch der Tatsache gerecht, daß durch eine vom Ertragstafelwachstumsgang abweichende Bestandesbehandlung auch bei jungen Beständen niedrigere, und bei älteren Beständen höhere H/D-Werte erwartet werden können.

5.3.2. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile aus den Mittelstammdimensionen und weiteren Bestandeskennzahlen mit Ausnahme des Durchmessers des Oberhöhenstammes.

Dieses Funktionsschema soll eine doppelte Aufgabe erfüllen. Zum einen soll es in die Schätzung der Sortenanteile Informationen eingehen lassen, die über den Mittelstamm hinausgehen. Zum anderen soll es direkt als Funktionsschema in die Funktionsschemata der vier Fichtenertragstafeln (STERBA, 1976) eingehängt werden können. Diese letztere Bedingung war es, die es nicht erlaubte, den Durchmesser des Oberhöhenstammes im Funktionsschema zu verwenden, weil er in der Ertragstafel nicht enthalten ist. Die Anwendung dieses Funktionsschemas erlaubt es einerseits, die

Tabelle 8: Koeffizienten und Absolutglieder der Regressionsgleichungen zur Schätzung der Sorptionsanteile nach Formel (37): HO = Hochgebirge, BA = Bayern, BR = Bruck, WE = Weitau

ET	Var.	Kappa _h	sunst.Nh	1b	S	O	R	T	M	E	N	T	E	3b	4	5	
HO		0.4690E+4	0.1055E+4	-0.1286E+4	-0.5412E+4	-0.2252E+3								0.2615E+3	0.1568E+3		
BA		0.1099E+3	0.3251E+4	0.1055E+4	-0.9790E+3	-0.3014E+4	-0.3421E+4	-0.2753E+4									
BR		0.3274E+4	0.3246E+4	-0.1617E+4				-0.5311E+4						0.2557E+3			
WE		0.2446E+4															
HO		0.2431E+2	0.8074E+3	-0.4574E+3				0.3295E+3									
BA		0.1059E+4	0.1059E+4	0.8183E+3				0.4163E+2									
BR		0.7171E+3													0.6468E+2		
WE																	
HO																	
BA	1/dh																
BR																	
WE		0.2493E+4	0.2259E+5	-0.5252E+4				-0.3317E+5						0.7901E+3	0.1963E+4		
HO		0.3146E+5	-0.1418E+6	-0.1999E+6											0.1732E+4	0.6198E+3	
BA		0.4057E+5	-0.1202E+6	-0.9263E+5											0.1326E+4		
BR		0.3839E+5	-0.2947E+6	-0.4489E+5													
WE																	
HO		-0.5845E+3	-0.1430E+5		-0.7399E+3	0.3405E+5											
BA		-0.2343E+4	-0.1851E+5	-0.2024E+5	-0.1483E+5	0.1647E+5	-0.1662E+5								0.1923E+5		
BR		-0.8079E+3						-0.4552E+4									
WE																	
HO		0.3454E+2	-0.1496E+2	-0.1850E+2	-0.5031E+2										0.5909E+1	0.1266E+2	0.5069E+1
BA		0.2538E+2		-0.3135E+2	-0.2339E+2	0.6327E+1									0.6833E+1	0.9559E+1	0.2501E+1
BR		0.3397E+2	0.1320E+2	-0.1035E+2	-0.2975E+2	-0.2569E+2	-0.1841E+2								0.8782E+1	0.3039E+1	
WE		0.9964E+0	0.1879E+2	-0.1457E+2	-0.3098E+2	-0.6101E+1	-0.4505E+2	0.4752E+1							0.1167E+2	0.5143E+1	
HO		-0.6405E+0	-0.1922E+3	0.4745E+2	0.5295E+2	0.2228E+3	0.2335E+2	0.2909E+1	-0.1141E+2	-0.4128E+1							
BA		-0.1608E+1	-0.1539E+3	-0.2076E+2	0.1048E+3	0.6557E+2	0.8161E+1	0.1652E+1	-0.2427E+1	0.4111E+0							
BR	Absgl.	0.2971E+0	-0.1952E+3	-0.8641E+2	0.1779E+2	0.1113E+3	0.1382E+3	0.1072E+3	-0.1717E+0	0.2896E+1							
WE		-0.3394E+1	-0.1021E+3	0.3415E+2	0.1140E+3	0.3300E+2	0.2137E+3	0.5884E+1	-0.9899E+1	-0.1471E+1							

Abbildung 6: Die Qualitätsziffer in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser, dem H/D-Wert des Mittelstammes und dem Ertragstafelgebiet.

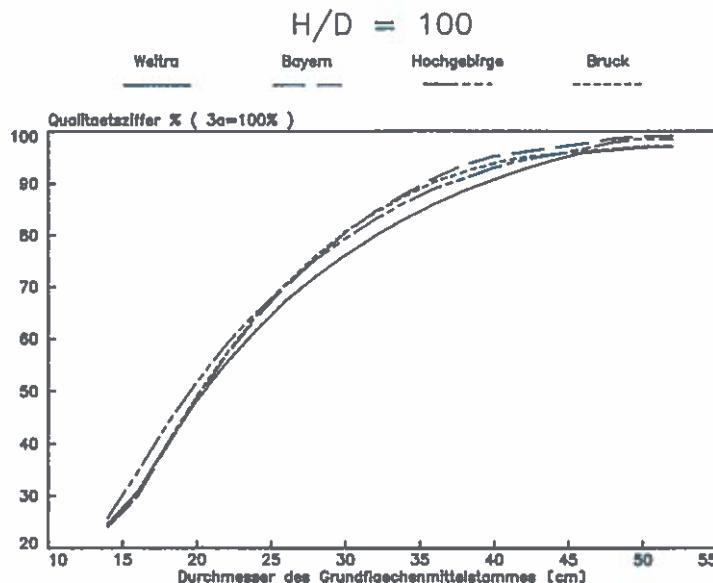
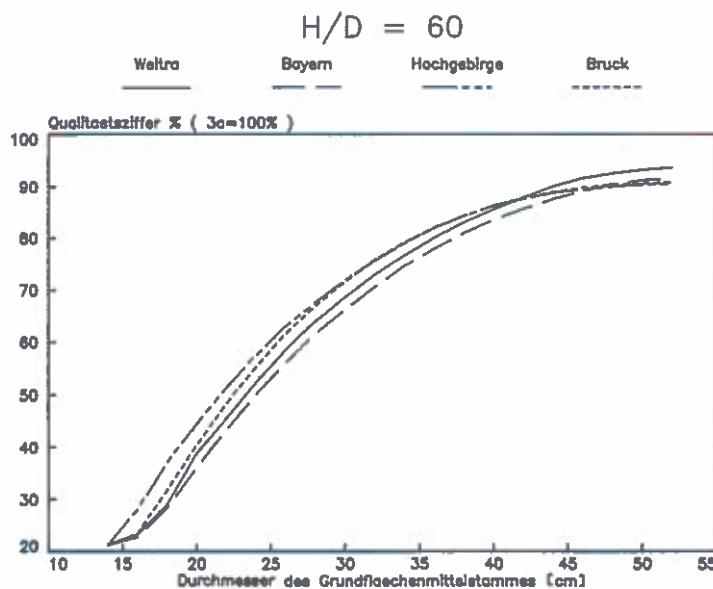
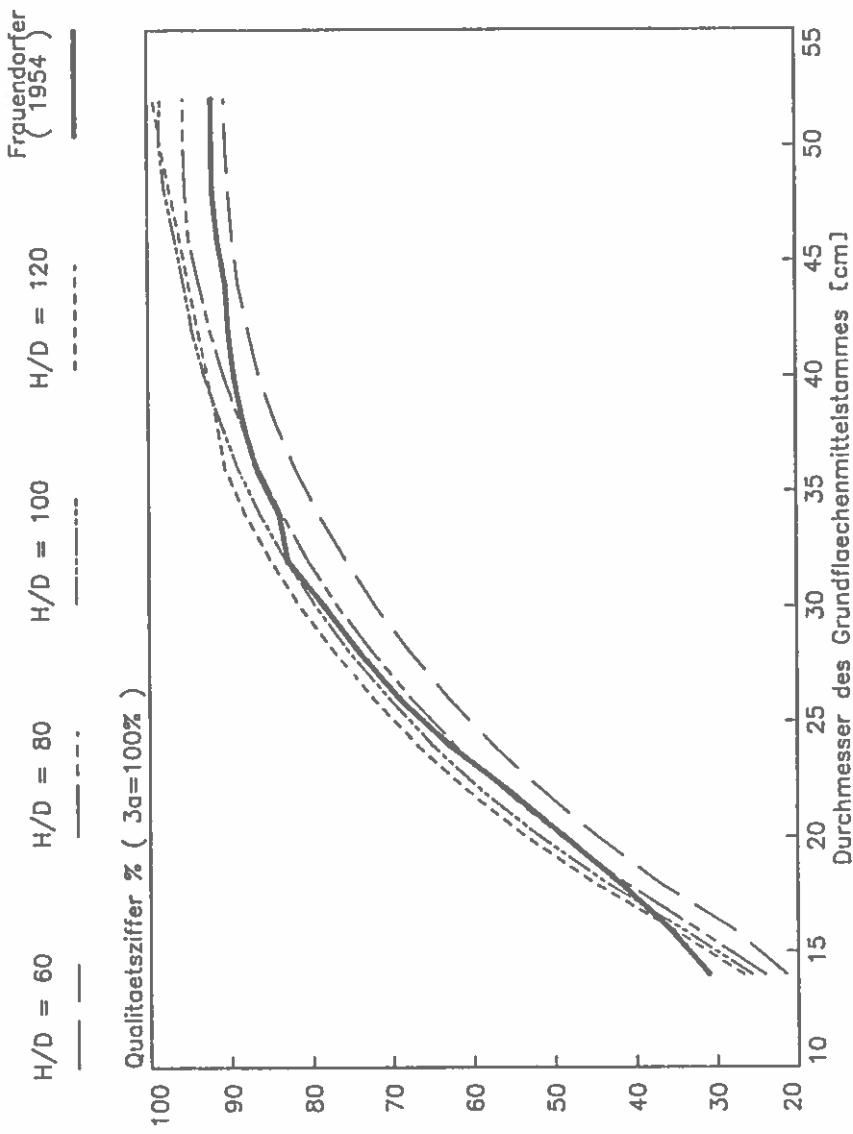


Abbildung 7: Die Qualitätsziffer im Ertragstafelgebiet "Hochgebirge" getrennt nach H/D-Wertstufen und im Vergleich zur Qualitätsziffer aus der Sortenverteilung nach den Forstlichen Hilfstafeln (FRAUENDORFER, 1954)



Sortenanteile von Beständen sehr verschiedener Verfassung (soweit diese in den entsprechenden Kennziffern hinreichend zum Ausdruck kommt), genauer zu schätzen als mittels des Funktionsschemas aus 5.3.1. Andererseits kann die Sortenverteilung von vollbestockten Ertragstafelbeständen direkt, bei gleichzeitiger Verwendung des Funktionsschemas der Fichtenertragstafel berechnet werden. Die unabhängigen Variablen, deren Koeffizienten wieder mittels multipler Regressionsrechnung geschätzt wurden, sind:

- $d = dg$ (cm) BHD des Grundflächenmittelstammes
 $H = hg$ (m) Höhe des Grundflächenmittelstammes
 ho (m) Oberhöhe
 $G(m^2/ha)$ Grundflächendichte
 $V_D(VfmD_{m.R.})$ Vorrat/ha
 h/d H/D-Wert des Mittelstammes
 $h = ho-hg, \ln N, 1/d, 1/h, 1/dh, 1/d^2h, 1/d^2, \ln^2(d-10), 1/N, 1/N^2,$
 $h\% = 100 (ho-hg)/hg$

Die Koeffizienten und Absolutglieder der entsprechenden Funktionen sind wieder getrennt nach Ertragstafelgebieten und Sortimenten in Tabelle 9 zusammengestellt.

5.3.2.1. Die Sortenertragstafeln

Für die Sortenertragstafeln wurde mit dem Ertragstafelschema von STERBA (1976b) der verbleibende Vorrat berechnet, mit den Mittelstammdimensionen auf $Efm D_{o.R.}$ umgerechnet und der Prozentanteil der Sortimente beginnend mit dem Kappholz (nach dem eben beschriebenen Formelschema und mit den Koeffizienten der Tabelle 9) berechnet. Für die Sortenverteilung des ausscheidenden Bestandes wurde dann nach dem Ertragstafelschema das Volumen des Massenmittelstammes des ausscheidenden Bestandes berechnet. Sein BHD und seine Höhe wurden so bestimmt, daß ihr Quotient einen um 10% höheren H/D-Wert als im verbleibenden Bestand ergab. Mit diesen Mittelstammdimensionen wurde dann das Funktionsschema der Bestandessortentafel aus 5.3.1. verwendet, um die Volumina in den einzelnen Sorten für den ausscheidenden Bestand zu bestimmen. Gemeinsam mit den Sorten des verbleibenden Bestandes ergab sich dann die Sortenverteilung der Gesamtwuchsleistung, die in den Sortenertragstafeln

Tabelle 9: Koeffizienten für das Funktionsschema aus 5.3.2 :
 Sorten $i = f(dg, hg, ho, G, N, V)$

angeführt ist. Auf das tabellarische Anführen der Sortenverteilung für den ausscheidenden Bestand wurde verzichtet. Wo die Sortierung des ausscheidenden Bestandes interessant ist, wird die Durchforstung sicherlich nicht in der Art durchgeführt, wie dies die klassischen Ertragstafeln (Niederdurchforstung) unterstellen. Da aber der ausscheidende Bestand nur einen geringeren Teil (maximal etwa 30%) des Gesamtbestandes ausmacht, verschiebt eine Durchforstung, die in der Stärke gleich, in der Art der Entnahme aber verschieden ist, die Sortenverteilung des Gesamtbestandes nur geringfügig. So zeigt etwa SCHOBER (1980), daß selbst eine Plenterdurchforstung mit einem Vornutzungsanteil von 50 % den Wertzuwachs des Bestandes nur um etwa 14 % senkt; dabei geht ein Teil dieser Senkung zu Lasten eines veränderten Massenzuwachses und ist nicht auf die geänderte Sortenverteilung zurückzuführen.

5.3.3. Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile aus den Mittelstammdimensionen, den übrigen Bestandeskennzahlen und dem Durchmesser des Oberhöhenstammes.

Dieses Funktionsschema stellt die genauesten Schätzformeln für die Sortenanteile dar. Insbesondere die Anteile in den größten Stärkeklassen (ab 3b) werden durch diese Formeln besser wiedergegeben. Die Koeffizienten, die wieder mittels multipler Regression geschätzt worden sind, sind mit den entsprechenden Variablen und deren Transformationen in Tabelle 10 angeführt. Um die Leseart für diese Tabelle zu demonstrieren, sei die Formel zur Schätzung des Anteils an 3a im Ertragstafelgebiet Hochgebirge angeführt:

$$3a\% = 58,97 - 0,4866dg + 1,781hg + 40,200/dg^2/hg - 151,800/N^2 - 0,4276 h\% - 0,8221 d\% - 18870/do^2$$

Dabei bedeuten dg und hg Durchmesser und Höhe des Grundflächenmittelstammes, h die Differenz zwischen Mittel- und Oberhöhe, h % den prozentischen Anteil dieser Differenz an der Oberhöhe, do den Durchmesser des Oberhöhenstammes und d % den Anteil der Differenz zwischen dem Durchmesser des Oberhöhenstammes und dem Durchmesser des Mittelstammes am Oberhöhenstammdurchmesser. N ist die Stammzahl je Hektar.

Tabelle 10: Koeffizienten für das Funktionsschema aus 5.3.3 :
 Sorten $\mathbb{S} = f(dg,hg,do,ho,G,N,V_D)$, 1. Teil

ET	Var.	Kapph.	sonst. Sh	1b	S	O	R	T	I	V	E	N	T	E	4	5	
				1b	2a	2b	2b	3a	3b								
HD			0.4298E 0			-0.1893E+1	-0.4866E 0	-0.5286E 0		0.1529E 0	0.4684E 0						
BA	d						0.2290E 0	0.1308E+1									
BR							-0.5360E 0								0.1737E 0		
ME							-0.4424E+1				0.3330E+1						
HO			-0.5133E 0														
BA	h	0.9700E 0	0.6746E 0												-0.2258E 0		
BR																	
ME																	
HD			0.1463E+1														
BA	d ₀	0.3371E 0	0.9531E 0												0.1347E 0		
BR				0.1449E+1											0.2933E 0		
ME				0.1412E+1	0.1217E+1		0.2251E+1								0.6026E-1		
HO			0.2421E+1			-0.1281E+1											
BA	h ₀		-0.2748E 0												0.3078E 0		
BR			0.6208E+1								0.2222E 0	0.1719E+1					
ME			0.1896E+1									0.1308E 0					
HO						-0.2186E 0									0.6423E-1		
BA	G		0.1121E+1		0.2341E 0	0.1416E 0	0.9651E-1	0.9130E-1	-0.1564E 0						-0.8327E-1		
BR					0.3118E 0	-0.1558E 0											
ME																	
HD		0.9865E-3													-0.3894E-2		
BA	N	0.6500E-3	-0.1120E-1			-0.6161E-2	-0.6801E-2	-0.6089E-2							0.1925E-2		
BR		0.5752E-3				-0.8373E-2	-0.2548E-2								-0.3744E-2		
ME																	
HD		-0.1326E-2				-0.1752E-1	0.1716E-1			0.1071E-1	0.1532E-1						
BA	V _D	-0.7225E-3	-0.7626E-1	0.3190E-2				0.1661E-1	0.1239E-1						0.3156E-2		
BR			-0.3249E-1				0.1390E-1								0.9588E-2		
ME																	
HO			-0.1032E+1	0.4143E 0	0.8541E 0	-0.2404E 0											
BA	h/d	-0.1179E+2									-0.5211E+1	-0.1492E+2					
BR		-0.1280E+3										-0.6530E+2	-0.2811E+1				
ME		-0.7103E+2	0.4676E+2	0.2233E+2								-0.7154E+1					
HO																	
BA	ah		-0.2807E+1		-0.1215E+1				0.1781E+1	0.4985E 0							
BR			-0.3461E+1	-0.8008E 0	-0.4049E 0										0.6321E 0		
ME			0.4374E 0		-0.4429E+1												
HO																	
BA	In N				0.6724E+1						-0.6951E+1	-0.1049E+2					
BR											-0.1008E+2	-0.4639E+1					
ME					0.1591E+2						-0.6024E+1						
HO																	
BA	l/d	0.4317E+3	0.3298E+4	0.9746E+3			-0.1185E+4	-0.5829E+4				0.4788E+3				0.4310E+3	
BR		0.2059E+4															
ME		0.4994E+4	0.1032E+4									-0.1412E+4					
HO			-0.8169E+2	0.5902E+4								0.4628E+3					
BA	t/h	0.1191E+4		-0.3541E+3					0.6237E+3								
BR				0.1372E+4													
ME											0.8976E+2				0.5456E+3		

Tabelle 10: Koeffizienten für das Funktionsschema aus 5.3.3 :
 Sorten $\mathfrak{t} = f(dg, hg, do, ho, G, N, V_D)$, 2. Teil

ET	Var.	Koeff.	S	O	R	T	I	N	E	N	T	E	4	5
			1b	2a	2b	3a	3b							
HO		0.2105E+5				-0.2365E+5				0.1789E+4		0.1509E+4		
BA		-0.3170E+5	0.4721E+5					0.2782E+4						
BR														
WE		0.3335E+4		0.1130E+5								0.3427E+3		
HO		0.3663E+5	-0.3917E+6		0.9654E+5	0.1749E+6	0.4020E+3							
BA		0.2529E+6	-0.5910E+6							0.1041E+5				
BR		0.4022E+5	-0.3893E+6	-0.1013E+6						0.1596E+5	-0.1343E+6			
WE			-0.1047E+6	-0.1538E+6	0.1210E+6									
HO		-0.1285E+4		-0.1530E+5	-0.2198E+5							0.2493E+4		
BA		-0.1273E+4	0.9876E+4			-0.4131E+4	0.3859E+5		0.1249E+5			0.1502E+5		
BR				-0.2288E+5		-0.1038E+5	0.1134E+5							
WE														
HO														
BA		-0.7974E+1	0.3249E+2	-0.3089E+2	-0.2792E+2	-0.4335E+2								
BR						-0.2016E+2								
WE		0.9382E 0			-0.1830E+2									
HO														
BA		1/N				-0.2160E+4			0.4065E+4			0.2869E+4		
BR												0.1231E+4		
WE														
HO														
BA		1/N^2	0.2206E+5			0.1208E+6			-0.1518E+6			-0.3404E+6		-0.3925E+6
BR						0.1013E+6						0.1522E+6		-0.1079E+6
WE						-0.2709E+6						-0.2032E+6		
HO														
BA		ln d _o				-0.6457E+2			0.6402E+2					
BR							-0.2974E+2	0.1197E+3						
WE							-0.8162E+2	-0.3321E+2				0.1680E+3		
HO							-0.6280E+2							
BA		ah ₁				-0.1185E+1	0.7753E 0	0.7408E 0		-0.4276E 0				
BR						-0.3718E 0				0.1432E 0				
WE						-0.9724E 0						-0.6516E 0		
HO						-0.1552E 0	-0.1012E+1	0.1650E+1						
BA		sd ₁				0.4760E 0			-0.6267E 0	-0.8221E 0	-0.9759E 0			
BR						0.2716E 0	-0.6962E 0	-0.2214E 0			0.8668E 0			
WE							-0.7905E 0	-0.1165E+1	-0.3064E+1	-0.6719E 0		0.2048E+1		
HO														
BA		1/d _o	0.1325E+4											
BR						0.6381E+3								
WE						0.1576E+3						-0.2189E+3		
HO														
BA		1/d _o ²	-0.1494E+5	0.1326E+5					-0.1044E+5	-0.1887E+5		-0.2876E+4		
BR						0.1704E+4	-0.1389E+5	-0.1190E+5	-0.5937E+4	-0.2987E+4	0.2806E+4	0.2442E+4		
WE							-0.2227E+4	-0.1931E+5	-0.2336E+5	-0.1048E+5	0.1775E+5	0.1938E+4		
HO														
BA	Absgl.		0.9563E 0	-0.1505E+3	0.1515E+3	-0.2967E+2	0.1231E+3	0.5897E+2	-0.1233E+3	0.6538E+2	-0.2745E+2			
BR			-0.7201E+2	-0.1425E+3	0.5062E+2	0.1074E+3	0.3437E+3	-0.2673E+3	0.1666E+2	-0.1830E 0	-0.6611E+1			
WE			0.6921E 0	-0.2628E+3	-0.2022E+2	0.3049E+3	0.1499E+3	0.8407E+2	0.5595E+2	-0.4942E+3	0.3091E+1			
HO														
BA			-0.4319E+1	-0.2540E+3	-0.3484E+2	0.2463E+3	0.1371E+3	0.4064E+2	0.2382E+2	-0.7025E+2	0.1629E+1			

Ein Bestand mit: $G = 32 \text{ m}^2/\text{ha}$

$$dg = 41,5 \text{ cm}, hg = 30,5 \text{ m}$$

$$do = 52,2 \text{ cm}, ho = 32,2 \text{ m}$$

ergibt eine Stammzahl von $N = 32/(0,415^2 \pi/4) = 237$; ein Ah von 1,7 m; ein Ad von 10,7 cm; ein Ah % von 5,3 % und ein Ad % von 20,5 %. Der Anteil an 3a errechnet sich dann mit 13,8 %.

Am gleichen Beispiel sei auch gleich die Berechnung der gesamten Sortenverteilung demonstriert: mit den Koeffizienten der Tabelle 10 ergeben sich folgende Sortenprozente:

Kapph.	s.NH.	1b	2a	2b	3a	3b	4	5
0,6	7,1	18,9	12,1	15,6	13,8	18,1	45,3	-1,7
0,6	7,7	26,6	38,7	54,3	68,1	86,2	<u>131,5</u>	129,8

Die 100-Prozentmarke wird mit der Stärkeklasse 4 überschritten. Es gelten daher die Prozentanteile bis 3b wie oben angeführt; in der Stärkeklasse 4 errechnen sich die Prozente aus der Differenz der Summenhäufigkeit bis zur Stärkeklasse 3b auf 100, also $100-86,2 = 13,8 \%$. Die endgültige Sortenverteilung lautet daher:

Kapph.	s.NH.	1b	2a	2b	3a	3b	4	5
0,6	7,1	18,9	12,1	15,6	13,8	18,1	13,8	-

6. DIE BEZIEHUNG ZWISCHEN DEM MITTELDURCHMESSER UND DEM BESTOCKUNGSGRAD

Da für viele Bestände, insbesondere in den Operatsangaben, nur Informationen über Bonität und Bestockungsgrad vorliegen, fehlte bislang eine auf repräsentativem Datenmaterial basierende Schätzhilfe für den Mitteldurchmesser. Diese sollte mit Hilfe der unter 5.2 beschriebenen Angaben von den Probeflächen der Österreichischen Forstinventur entwickelt werden. Dazu diente eine Weiterentwicklung der von STERBA (1975) vorgestellten erweiterten C-D-Regel, die im folgenden kurz dargestellt wird.

TADAKI (1963) und ANDO (1968) und ANDO et al (1968) hatten für gleichaltrige Bestände die Beziehung zwischen Dichte und Ertrag mittels einer von KIRA et al (1953) formulierten "Competition-Density-Rule" in der Form $v = 1/(AN+B)$ dargestellt. Dabei bedeutete v das Volumen des Massenmittelstamms und N die Stammzahl/ha. Die Koeffizienten A und B erwiesen sich ihrerseits wieder als in Form einer Exponentialfunktion von der Bestandeshöhe abhängig. GOULDING (1972) wandte die gleiche Formel dann auf den Mitteldurchmesser (im Sinne des Durchmessers des Grundflächenmittelstamms) an, so daß die von STERBA (1975) interpretierte Formel lautete:

$$dg = 1/(a_0 \cdot h^{a_1} \cdot N + b_0 \cdot h^{b_1}) = 1/(A \cdot N + B) \quad (38)$$

dg ... Durchmesser des Grundflächenmittelstamms

h ... Oberhöhe, N ... Stammzahl/ha

a_0 bis b_1 ... Koeffizienten, die mittels Regressionsrechnung aus dem vorhandenen Datenmaterial geschätzt werden können.

Aus dieser Formel leitete STERBA (1975) die stammzahlabhängige Formel für die Grundflächendichte bei konstanter Oberhöhe ab und konnte plausibel machen, daß das Maximum dieser Funktion in der natürlichen Grundflächenhaltung ASSMANNs eine sinnvolle Interpretation erfährt, und als Charakteristik des Standraumausnutzungsvermögens im Sinne von SCHMIDT (1973) - also als Ertragsniveaumeister - verstanden werden kann.

Aufgrund ganz anderer Vorstellungen und formelmäßiger Zusammenhänge hatte REINEKE (1933) den Stand-Density-Index als Maß für die Dichte von Beständen entwickelt. Er definierte die maximale Bestandesdichte in Form der äußersten Umhüllenden für die im doppelt logarithmischen Koordinatennetz aufgetragenen Wertepaare von Mitteldurchmesser und Stammzahl. Die von ihm gefundene Formel für die bei gegebenem Mitteldurchmesser maximal mögliche Stammzahl lautete:

$$N_{\max} = c_0 \cdot dg^{c_1} \quad (39)$$

wobei sich c_1 als baumartenunabhängig und konstant mit dem Wert -1,605 erwies. Da sich die Koeffizienten c_0 und c_1 auch aus der erweiterten C-D-Regel durch Umformung ermitteln lassen, konnte STERBA (1981) zeigen, daß für die von ihm untersuchten Baumarten und Wuchsreihen der Koeffizient c_1 nur selten signifikant von -1,605 abweicht. Führt man daher den Koeffizienten c_1 mit -1,605 als Bedingung in die erweiterte C-D-Regel ein, dann erzielt man eine Verringerung der Parameteranzahl und erhält:

$$dg = 1 / [a_0 \cdot h^{a_1} \cdot N + b_0 \cdot h^{a_1 / (-0,605)}] \quad (40)$$

Mit den Daten der Österreichischen Forstinventur konnte STERBA (1981) zeigen, daß der aus dieser Formel abgeleitete maximale Stand-Density-Index den Erwartungen über das ertragstafelweise verschiedene Ertragsniveau in Österreich entspricht. Wenn aber die Ertragstafeln das Ertragsniveau der für sie empfohlenen Gebiete richtig wiedergeben, dann kann ein weiterer Parameter der erweiterten C-D-Regel dadurch bestimmt werden, daß die Formel (40) genau die Ertragstafelangaben bei Oberhöhe, Stammzahl und Mitteldurchmesser enthalten muß. Führt man diese Bedingung in die zuletzt zitierte Formel ein, dann erhält man:

$$dg = 1 / \{ [\frac{1}{d_{ET}} - b_0 \cdot h^{a_1 / (-0,605)}] \cdot \frac{1 \cdot N}{N_{ET}} + b_0 \cdot h^{a_1 / (-0,605)} \} \quad (41)$$

Es wurde daher im folgenden jede Probefläche der Österreichischen Forstinventur mit der dort gültigen Ertragstafel boniert und das sich bei dieser Bonität und dem gegebenen Alter aus der Ertragstafel ergebende Wertepaar von Stammzahl (N_{ET}) und Mitteldurchmesser (d_{ET}) errechnet. Ein EDV-Programm für nichtlineare Regression ermittelte dann die Parameter b_0 und a_1 für die abhängige Variable dg aus den unabhängigen Variablen N , d_{ET} , N_{ET} und h . Die so ertragstafelweise gewonnenen Koeffizienten sind in Tabelle 11 zusammengestellt.

Tabelle 11: Koeffizienten zur Ermittlung des Mitteldurchmessers nach der Formel (41)

	Hochgebirge	Bayern	Bruck	Weitra
b_0	0,37208	0,63811	0,60729	0,81196
a_1	0,4981	0,6080	0,6003	0,6425

Die Koeffizienten b_0 und a_1 wurden auch über alle Ertragstafelgebiete geschätzt. Dadurch konnte geprüft werden, ob das Ertragsniveau von Ertragstafeln durch die dort angegebenen Wertetripel: Oberhöhe, Stammzahl und Mitteldurchmesser, hinreichend gekennzeichnet ist. Die Restvarianz bei Verwendung der ertragstafelspezifischen Koeffizienten (Tabelle 11) war jedoch signifikant kleiner. Die Ertragstafelgebiete unterscheiden sich daher nicht nur hinsichtlich der Wertetripel Stammzahl, Mitteldurchmesser und Oberhöhe, sondern auch hinsichtlich der Änderung des Mitteldurchmessers bei von den Ertragstafelwerten abweichenden Stammzahlen.

Um den Mitteldurchmesser für einen bestimmten Bestockungsgrad abzuleiten, werden vorerst aus der gegebenen Oberhöhe, der Ertragstafelstammzahl und dem Ertragstafeldurchmesser die Koeffizienten A und B der Formel (38) durch Gleichsetzen mit Formel (41) als

$$A = [1/d_{ET} - b_0 \cdot h^{a_1 / (-0,605)}] / N_{ET} \quad (42)$$

und

$$B = b_0 \cdot h^{a_1 / (-0,605)} \quad (43)$$

berechnet. Mit diesen Koeffizienten lässt sich der Mitteldurchmesser nach Formel (38) berechnen, aber auch die Bestandeskreisfläche ableiten aus:

$$G = d^2 \pi / 4 \cdot N = \left(\frac{1}{AN+B} \right)^2 \cdot \frac{\pi}{4} \cdot N = G \quad (44)$$

Bei gegebenem Bestockungsgrad bedeutet das, daß G bekannt ist und N aus der quadratischen Gleichung:

$$0 = N^2 + N \frac{2AB - \pi/4G}{A^2} + \left(\frac{B}{A} \right)^2 \quad (45)$$

bestimmt werden kann. Diese Stammzahl N, eingesetzt in Formel (41) ergibt dann den für diesen Bestockungsgrad gesuchten Mitteldurchmesser. Dieses Vorgehen erfüllt dann auch die Bedingung, daß sich bei der Ertragstafelgrundfläche, also beim Bestockungsgrad $b = 1$ auch der Ertragstafelmitteldurchmesser ergibt.

Zu erwähnen bleibt noch, daß die errechneten Koeffizienten b_0 signifikant von Null, und die Koeffizienten a_1 signifikant von 1 verschieden waren. Die Mitteldurchmesser konnten mit dieser Formel mit einer Standardabweichung von $s_{dg} = \pm 3,2$ cm geschätzt werden. Diese Standardabweichung erscheint noch recht hoch. Im Vergleich dazu errechnete sich jedoch die Standardabweichung des Mitteldurchmessers aus einzelnen Winkelzählproben im Mittel von 10 Weiserbeständen des Lehrforstes der Universität für Bodenkultur mit $s_{dg} = \pm 3,4$ cm. Das heißt, daß die gesamte Restvariation um die Formel (41) als jene Streuung verstanden werden kann, die als Stichprobenfehler einzelner Winkelzählproben im gleichen Bestand auftritt.

7. VORSCHLÄGE ZUR ANWENDUNG DER FUNKTIONSSCHEMATA ZUR SORTENBERECHNUNG

7.1. Vorschläge zur Anwendung der Funktionsschemata bei der Österreichischen Forstinventur

Die günstigste Möglichkeit ihrer Anwendung bei der Österreichischen Forstinventur wäre ein Einbau der Funktionen in eine Variante des Auswertungsprogrammes. Sinnvoll ist das sicher nur für das Schafkurvenprogramm und eventuell das Standardausformungsprogramm aus Kapitel 3. Für diesen Fall gibt es prinzipiell drei Anwendungsmöglichkeiten.

7.1.1. Das Schafkurvenprogramm zur Ermittlung des d_{03} , wenn dessen Lage nur ungefähr bekannt ist.

Die Feldanweisung der Österreichischen Forstinventur verlangt prinzipiell bei Fichte die Messung des d_{03} . Nur bei

- + absoluter Sichtbehinderung und
- + Gabelungen unterhalb des d_{03}

kann diese Messung durch die Messung des d_{01} ersetzt werden oder entfallen.

Seit 1981 erfolgt die d_{03} - Messung mit dem Telerelaskop (BITTERLICH, 1972), bei dem zweifelsohne das Ablesen eines bestimmten Durchmessers mit größerer Genauigkeit möglich ist als das exakte Aufsuchen einer bestimmten Meßstelle. Es erscheint daher durchaus sinnvoll, nur ungefähr die Lage des d_{03} anzuvisieren und an dieser Stelle die Höhe der Meßstelle über dem Boden und den Durchmesser genau abzulesen. Das in Liste 5 zusammengestellte Programm vermag dann den d_{03} so zu iterieren, daß die Schafkurve genau durch den gemessenen oberen Durchmesser durchgeht.

Liste 5:

```

C
C ITERIEREN VON D03 MITTELS DER SCHAFTKURVE N. POEYTAENIEMI
C
      DIMENSION COF(8),POW(8)
      DATA POW/1.,2.,3.,4.,7.,3*8./
      WRITE(1,1)
1 FORMAT(' BHD(MM), H(CM),X(CM) UND DX(MM) =' )
      READ(1,2)BHD,H,X,DX
2 FORMAT(4F6.0)
      H1=H/10
      D=BHD/100
      F=.46918-.013919*ALOG(D)**2-28.213/H1+.37474/D
      F=F-.28875/D**2+28.279/D/H
      D03=1.209*F*D+.2945*D-.00035185*H1-.035
20 CALL KOF(BHD/10.,H/100.,D03*10.,POW,COF,5,STC,1)
      XX=X/100
      CALL DCHM(BHD/10.,H/100.,POW,COF,5,XX,DD)
      WRITE(1,3) DX,DD
      DELT=DX/10.-DD
      D03=D03*DX/DD/10.
      WRITE(1,3) D03
      IF(ABS(DELT).GT..05) GOTO 20
3 FORMAT(2F9.3)
      STOP
      END

```

7.1.2. Berechnung des möglichen Sortenanfalles nach der Auszeige der Österreichischen Forstinventur

Auf den Stichprobenpunkten der Österreichischen Forstinventur erfolgt auch eine Nutzungsauszeige, die "Richtlinien für die durch Pflege- und Verjüngungsmaßnahmen anfallenden Holzmassen" liefern soll. Eine rechnerische Sortierung dieser Stämme könnte darüber hinaus auch Richtwerte für die Sortenverteilung dieser Holzmassen liefern.

7.1.3. Rechnerische Sortierung und Berechnung der Wertveränderung bei der Österreichischen Forstinventur ab 1981 (permanente Probeflächen)

Da ab 1981 die Österreichische Forstinventur permanente Probeflächen anlegt, die ab 1985 einer Revision unterzogen werden sollen, kann durch das eindeutige Fehlen eines Stammes bei der Revision die tatsächlich durchgeführte Nutzung exakt angesprochen werden. Eine rechnerische Sortierung dieser genutzten Stämme könnte hochgerechnet mit den Einschlagnachweisungen nach Sorten verglichen werden; sie könnte die Diskrepanz zwischen ideeller und tatsächlicher Sortierung für größere Straten repräsentativ aufzeigen und damit die tatsächliche Einschätzung der Sortenanteile nach den Sortentafeln entsprechend revidieren. Eventuelle Unterschiede dieser Diskrepanz zwischen verschiedenen Straten könnten auch interessante Hinweise auf regional verschiedene Sortierungsgewohnheiten aufzeigen.

Darüber hinaus könnte - eine entsprechende Normierung der Qualitätsziffer vorausgesetzt - an den permanenten Probeflächen nicht nur die Änderung im Vorrat und im Zuwachs, sondern zumindest hinsichtlich der Fichte auch eine Änderung des Wertes des stockenden Vorrates angeschätzt werden.

7.2. Vorschläge zur Anwendung der Funktionsschemata im Anschluß an betriebliche Inventuren

Da die Berechnung der Ergebnisse betrieblicher Forstinventuren meist an Rechenzentren in Auftrag gegeben wird, und sich die Erhebungsmerkmale solcher Inventuren von Fall zu Fall erheblich unterscheiden, ist ein Einbau der Funktionsschemata zur Sortenberechnung in solche

Auswertungsprogramme nicht zu erwarten. Wohl aber können die Auswertungslisten, sofern sie etwa eine Betriebsklassen- und Altersstufengliederung mit BHD-Stufen enthalten, im nachhinein rechnerisch sortiert werden. Für die Betriebe selbst bietet sich hier das Funktionsschema aus 5.3.1. an, das mit seinen wenigen Koeffizienten schon auf programmierbaren Taschenrechnern abspeicherbar ist und dann rasch und für beliebige Straten verwendet werden kann.

Für einzelne Bestände, in denen etwa Vollaufnahmen durchgeführt wurden, und wo für Zwecke der Bewertung eine Sortierung nötig ist, ist es am günstigsten, das Funktionsschema aus 5.3.3. zu verwenden, da es die genauesten Werte liefert. Dieses Vorgehen ist - entsprechende Rechenmöglichkeiten vorausgesetzt - sicher zeitsparender als das Verwenden der Einzelstammsortentafel, die zwar noch genauere Werte liefert, aber viel manuelle Rechenarbeit verursacht.

8. ZUSAMMENFASSUNG

Anhand von ca. 10.000 gefällten Fichtenstämmen, die von der Österreichischen Forstinventur zur Ableitung einer geeigneten Schaftholzformzahlfunktion verwendet wurden, hat PÖYTÄNIEMI (1981) kompatible Schaftkurven abgeleitet, deren Funktionsschema in den Formeln (2) - (16) mit den Koeffizienten aus Tabelle 1 zusammengestellt sind. Das Unterprogramm zur Schätzung der Parameter der Schaftkurven aus den Werten Brusthöhendurchmesser, Höhe, d_{03} und dem Ertragstafelgebiet ist in Liste 1 gemeinsam mit der Stockhöhenformel (17) und deren Koeffizienten (Tabelle 2) zusammengestellt. Ergänzt wird dieses Funktionsschema durch die Rindenfunktion stehender Fichten (Formeln (19) - (21) und Liste 4).

Mit dieser Schaftkurve und einem EDV-Programm für eine standardisierte Blochsortierung von Fichtenstämmen (Abbildung 2) konnte nun jeder Fichtenstamm auf den temporären Probeflächen der Österreichischen Forstinventur 1971-76 rechnerisch ausgeformt, und die Volumina der einzelnen Sortimente und Stärkeklassen ermittelt werden. Aus einer solchen rechnerischen Sortierung resultierten einmal die Einzelstammsortentafeln und zum anderen die Bestandessortentafeln, für die die Anteile der einzelnen Sorten mittels Regressionsfunktionen in Abhängigkeit vom

- + BHD und Höhe des Grundflächenmittelstammes
- + BHD, Höhe des Grundflächenmittelstammes sowie Oberhöhe, Stammzahl, Grundflächendichte und Derbholzvolumen/ha und
- + noch zusätzlich vom Durchmesser des Oberhöhenstammes

dargestellt wurden.

Als Genauigkeitskriterium für die Entscheidung, in Abhängigkeit von welchen Variablen die einzelnen Tabellen erstellt werden sollten, diente die Qualitätsziffer, d.h. eine Angabe für den Wert von einem Erntefestmeter Derbholz ohne Rinde, gemittelt für einen Stamm oder einen Bestand.

Vor Verwendung der Probeflächendaten der Österreichischen Forstinventur für die Ermittlung der Funktionsschemata zur Sortenanteilsberechnung mußten diese um die Stammzahlverteilung unterhalb der Kluppschwelle mit dem Funktionsschema von SÜSS (1979) mit den Formeln (25) - (33) ergänzt werden. Die Formeln (35) und (36) dienen, gemeinsam mit den Koeffizienten der Tabelle 5, zur Umrechnung der Vorratsfestmeter Derbholz mit Rinde auf Erntefestmeter Derbolz ohne Rinde. Der so berechnete "Ernteverlust" setzt sich zusammen aus:

- + dem Rindenverlust,
- + dem Meßverlust durch das usancenmäßige ganzzahlige Abrunden der Mittendurchmesser der Bloche,
- + dem Meßverlust durch das usancenmäßige Vernachlässigen der Überlängen und
- + eine angenommene Schnittfuge von 1 cm zwischen den Blochen.

Das Funktionsschema zur Berechnung der Sortenanteile nur aus den Mittelstammdimensionen besteht aus der Formel (37) und den ertragstafelgebietsweise verschiedenen Koeffizienten der Tabelle 8.

Das Funktionsschema, das die Sortenanteile aus den Mittelstammdimensionen, der Oberhöhe, Stammzahl, Grundflächendichte und dem Derbholzvolumen schätzt, ist gemeinsam mit seinen Koeffizienten in Tabelle 9

zusammengestellt und diente auch zur Berechnung der Sortenertragstafeln, indem es direkt in die Funktionsschemata der vier Österreichischen Fichtenertragstafeln (STERBA, 1976b) eingehängt wurde.

Das - insbesondere bei den größeren Stärkeklassen - genaueste Funktionsschema enthält darüber hinaus noch den Durchmesser des Oberhöhenstamms, und ist mit seinen Variablen und Koeffizienten in Tabelle 10 zusammengestellt.

Bei von eins abweichenden Bestockungsgraden dienen die Formeln (38) bis (43) gemeinsam mit den Koeffizienten der Tabelle 11 zur Berechnung der Mitteldurchmesser in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad. Mit dem Formelschema zur Berechnung der Sortenanteile aus den Mittelstammdimensionen können dann rasch die Sortenanteile für diesen Fall geschätzt werden.

Die Arbeit schließt mit einer Erörterung der Anwendungsmöglichkeiten für die ausgewiesenen Funktionsschemata bei der Österreichischen Forstinventur oder im Anschluß an betriebliche Forstinventuren.

9. SUMMARY

PÖYTÄNIEMI (1981) has derived a series of compatible taper curves from approx. 10.000 felled sample trees of Norway spruce, which had been used by the Austrian Forest Inventory (AFI) to develop appropriate stem wood form factor functions. These function schemes are presented in equations (2) to (16) while the pertinent coefficients were drawn from table 1. The subprogram for the estimation of taper curve parameters, which uses the input variables: dbh, height, diameter at 0.3 height (d_{03}) and yield table source area, is presented in list 1 together with the stump height equation (17) and the equation coefficients (table 2). The function scheme is completed with a bark function for standing stock of Norway spruce (equations (19) to (21) and list 4).

With the help of these taper curve functions and a computer program for standardized timber sorting on Norway spruce trunks it was possible to do computerized grading of every stem of Norway spruce from the temporary

sample plots of the AFI 1971-1976 and to calculate the volumes for the individual timber assortments and for different diameter classes. This computerized timber grading yielded on one side "single stem assortment tables" and on the other side "stand assortment tables". For those assortment tables the share of each assortment is represented by regression functions in dependence upon:

- + dbh and height of mean basal area stem
- + dbh and height of mean basal area stem as well as dominant height, stem number, density of basal area and volume above 7 cm diameter
- + and additionally in dependence upon the diameter of dominant height stem.

An average quality index, i.e. a measure for the value of one cubic meter of standing harvestable wood volume above 7 cm diameter without bark, for one stem or for a whole stand was used as an accuracy criterion in the decision making, which variables should be used for the construction of the dependent assortment tables.

Before the data from the sample plots of the AFI could be used for the development of function schemes for the calculation of timber assortment fractions, it was necessary to complete the stem number distribution below the caliper threshold level with the help of a function scheme from SÜSS (1979) which is given in formulae (25) till (33). Formulae (35) and (36) are used together with the coefficients from table 5 to transform the gross wood volume of standing stock above 7 cm diameter within bark to the harvestable wood volume above 7 cm diameter without bark. The difference between these two volumes is defined as "harvest loss" and results from:

- + bark loss
- + measuring loss due to rounding of stem section mid diameter to the next lower integer according to timber trading usance
- + measuring loss due to omission of surplus length according to timber trading usance
- + cutting loss; 1 cm wide chain saw cutting joints are assumed between

The function scheme for the calculation of timber assortment fractions only from mean stem dimensions consists of formula (37) and coefficients given in table 8 which differ according to yield table source area.

The function scheme which estimates timber assortment fractions from mean stem dimensions, dominant height, stem number per hectare, basal area density and gross volume above 7 cm diameter, is given in table 9 together with all its coefficients. It is also used for the computation of timber assortment yield tables, through direct connection of its function scheme with the function schemes of the four Austrian Norway spruce yield tables (STERBA, 1976b).

The most precise function scheme, which is especially applicable with larger diameter classes, contains in addition to the above quoted variables also the diameter of the dominant height stem, and is compiled with all its variables and coefficients in table 10.

When stocking degree is differing from one, formulae (38) through (43) could be used together with coefficients from table 11 to calculate mean stem diameter in dependence upon stand density. Using these mean stem dimensions, timber assortment fractions can be found by fast computation according to the above given procedure (formula (37), table 8).

The paper closes with a presentation of application possibilities for the given function scheme within AFI or in connection with forest inventories of forest enterprises.

10. LITERATUR

ANDO,T. 1968: Ecological Studies on Stand Density Control of Even-Aged Pine Stand. Bull.of the Gov.For.Exp. Stat. No 210, Tokyo

ANDO,T.,HATYIA,K.,DOI,K.,KATAOKA,K.,KATO,Y. and SAKAGUCHI,K.
1968: Studies on the System of Density Control of Sugi
Stand. Bull. of the Gov.For.Exp.Stat. No 209,
Tokyo

BITTERLICH,W. 1972: Das Telerelaskop. Allgem. Forstztg. Wien 83

- BRAUN,R. 1957: Eine laufende Forstinventur in Österreich. Österr. Viertelj.Schr.Forstw. 98: 76-104
- BRAUN,R. 1969: Österreichische Forstinventur 1961/70, Methodik der Auswertung und Standardfehlerberechnung. Mitt.Forstl.Bundesvers.Anst. 84
- BRAUN,R. 1974: Die methodische Entwicklung der Österreichischen Forstinventur. In: 100 Jahre Forstliche Bundesversuchsanstalt, Wien
- DEMAERSCHALK,J.P. 1973: Integrated systems for the estimation of tree taper and volume. Can.J.of For.Res.3 (1)
- Forstliche Bundesversuchsanstalt, Institut f. Ertrag und Betriebswirtschaft: Rindenfaktor-Gleichungen. Unveröffentlicht.
- FRAUENDORFER,R. 1954: Forstliche Hilfstafeln. Schriftenreihe der Forstl.Bundes-Versuchsanstalt Mariabrunn. Band II, Wien.
- GOULDING,C.J. 1972: Simulation techniques for a stochastic model of the growth of Douglas Fir. Ph.D. Thesis Univ. of B.C. Vancouver
- GÜDE,H.u.HUDECZEK,F. 1973: Kubierungstabellen für Fichtenholz in Rinde auf Grund der Rindenabzugstabelle für Nadelholz der Franz Mayr-Melnhof'schen Forstdirektion Fronleiten. Akadem. Druck- u. Verlagsanstalt Graz-Austria
- GÜDE,H. 1977: Neues aus dem Gebiet der Stichprobeninventur. Centralbl. f.d. ges. Forstw. 94 (2)
- JÖBSTL,H. 1976: Hilfen für die Sorten- und Wertberechnung von Waldbeständen. Holz-Kurier 31 (28)
- KENNEL,R. 1965: Die Herleitung verbesserter Formzahltafeln am Beispiel der Fichte. Tagungsber.d.Sekt.Ertragskunde des deutsch. Verb.Forstl.Forsch.Anst. Gießen
- KENNEL,R. 1972: Die Buchendurchforstungsversuche in Bayern von 1870-1970. Mit dem Modell einer Strukturtafel für die Buche. Forsch.Ber.Forstl.Forsch.Anst. München 7
- KIRA,T., OGAWA,H and SAKAZAKI,N. 1953: Intraspecific competition among higher plants. I. Competition-Yield-Density interrelationships in regularly dispersed populations. Journ.Inst.Polytechn. Osaka City Univ. D4
- KIRSCHNER,R. 1976: Die Rindenstärke der Hauptbaumarten Tirols. Diss.Univ.f.Bodenkultur, Wien.

- KRENN,K.u.PRODAN,M. 1944: Die Bestimmung der echten Schaftholzformzahl und Ausbauchungsreihe aus dem echten Formquotienten. Mitt.Bad.Forstl.Vers.Anst.Mitt.d.Hermann Göring Akademie 8: 120-147
- MARSCHALL,J. 1975: Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. Österr.Agrarverlag, Wien.
- MITTSCHERLICH,G. 1939: Sortenertragstafeln für Fichte. Mitt.aus Forstwirtschaft und Forstwissenschaft, 4
- OSUMI,S. 1959: Studies on the stem form of forest trees. On the relative stem form. Journ.of the Jap.For.Soc. 41 (12): 471-479
- POLLANSCHÜTZ,J. 1965: Eine neue Methode der Formzahl- und Massenbestimmung stehender Stämme. Neue Form- bzw. Kubierungsfunktionen und ihre Anwendung. Mitt.Forstl.Bundesvers.Anst., Wien 68
- POLLANSCHÜTZ,J. 1973: Auswertung von Waldinventuren. In: 100-Jahre Hochschule für Bodenkultur in Wien, Band IV
- POLLANSCHÜTZ,J. 1974a: Formzahlfunktionen der Hauptbaumarten Österreichs. Allg.Forstztg.Wien, 85 (12)
- POLLANSCHÜTZ,J. 1974b: Erste ertragskundliche und wirtschaftliche Ergebnisse des Fichten-Pflanzweiteversuches "Hauersteig". In: 100 Jahre Forstliche Bundesversuchsanstalt. Forstliche Bundesversuchsanstalt, Wien.
- PÖYTÄNIEMI,A.M. 1981: Schaftkurvensystem für die Fichte zur Verwendung bei der österreichischen Forstinventur. Diss.Univ.f.Bodenkultur in Wien. VWGÖ, Wien
- REINEKE,L.H. 1933: Perfecting a Stand Density Index of Even Aged Forests. J.Agric.Res. 46: 627-638
- SAGL,W. 1976: Alterswertfaktoren für die Waldbewertung. Veröff. d.Inst.f.Forstl.Wirtschaftslehre an der Univ.f. Bodenkultur, Wien
- SCHEELE,H.A. 1977: Der Rindenanteil der Fichte in Abhängigkeit von Durchmesser, Standort und Alter am Beispiel des Lehrforstes Ofenbach der Universität für Bodenkultur in Wien. Dipl.ArB.Forstwiss.Fak.d.Univ. Göttingen.
- SCHMIDT,A. 1973: Ertragsniveau und Standort, dargestellt am Beispiel Kiefer. Forstwiss.Centralblatt 92 (3)

- SCHOBER,R. 1980: Massen-, Sorten- und Wertleistung der Fichte bei verschiedener Durchforstung. Allg.Forst- und Jagdzeitung 151 (1): 1-21
- STERBA,H. 1975: Assmanns Theorie der Grundflächenhaltung und die Competition-Density-Rule der Japaner Kira, Ando und Tadaki. Centralbl.f.d.ges.Forstw. 92 (1)
- STERBA,H. 1976a: Alternativen zur Sortentafel. Allg.Forstztg. Wien, 87: 347-349
- STERBA,H. 1976b: Die Funktionsschemata der vier Fichtenertrags-tafeln. Centralbl.f.d.ges.Forstw. 93 (2)
- STERBA,H. 1981: Natürlicher Bestockungsgrad und Reinekes SDI. Centralbl.f.d.ges.Forstw. 98 (2)
- SÜSS,H. 1979: Stammzahlverteilungen unter der Kluppschwelle am Beispiel der Fichte. Dipl.Arb.Univ.f.Boden-kultur, Wien
- SÜSS,H. 1980: Bestockungsgrad und Kluppschwelle. Allg. Forstztg. Wien, 89 (6)
- TADAKI,Y. 1963: Effect of Thinning on Stem Volume Yield studied with Competition-Density Effect.-On the case of Pinus densiflora. Bull.of the Gov.For.Exp.Stat. No. 166, Tokyo
- TISCHENDORF,W. 1927: Lehrbuch der Holzmassenermittlung. Berlin

Anschrift des Verfassers:

O.Univ.Prof.Dipl.Ing.Dr. Hubert STERBA
Institut für Forstliche Ertragslehre
Universität für Bodenkultur, Wien

Peter Jordan-Straße 82
A-1190 W i e n

Aus dem Publikationsverzeichnis der Forstlichen Bundesversuchsanstalt

**MITTEILUNGEN
DER FORSTLICHEN BUNDES-VERSUCHSANSTALT
WIEN**

Heft Nr.

- 126 Jelem Helmut: "Waldgebiete in den österreichischen Südalpen",
(1979) Wuchsraum 17
Beilagen (Rolle)
Preis ö.S. 300.-
- 127 "Pests and Diseases / Krankheiten und Schädlinge / Maladies et
(1979) Parasites"
International Poplar Commission (IPC/FAO)
XX. Meeting of the Working Group on Diseases
Preis ö.S. 150.-
- 128 Glatte Friedl: "Dünnschichtchromatographische und mikrobiologische Untersuchungen über den Zusammenhang zwischen Düngung und Pilzwachstum am Beispiel einiger Pappelklone"
(1979) Preis ö.S. 100.-
- 129 "Beiträge zur subalpinen Waldforschung"
(1980) 2. Folge
Preis ö.S. 200.-
- 130 "Zuwachs des Einzelbaumes und Bestandesentwicklung"
(1980) Gemeinsame Sitzung der Arbeitsgruppen S4.01-02 "Zuwachsbestimmung" und S4.02-03 "Folgeinventuren". 10.-14. Sept. 1979 in Wien.
Preis ö.S. 300.-
- 131 "Beiträge zur Rauchschadenssituation in Österreich"
(1980) IUFRO Fachgruppe S 2.09-00.
XI. Internationale Arbeitstagung forstlicher Rauchschadenssachverständiger-Exkursion. 1.-6. Sept. 1980 in Graz, Österreich
Preis ö.S. 300.-
- 132 Johann Klaus, Pollanschütz Josef: "Der Einfluß der Standraumregulierung auf den Betriebserfolg von Fichtenbetriebsklassen"
(1980) Preis ö.S. 150.-
- 133 Ruf Gerhard: "Literatur zur Wildbach- und Lawinenverbauung
(1980) 1974 - 1978"
Preis ö.S. 120.-

Heft Nr.

- 134 Neumann Alfred † : "Die mitteleuropäischen Salix-Arten"
(1981) Preis ö.S. 200.-
Taschenbuchausgabe Preis ö.S. 150.-
- 135 "Österreichisches Symposium Fernerkundung"
(1981) Veranstaltet von der Arbeitsgruppe Fernerkundung der Österreichischen Gesellschaft für Sonnenenergie und Weltraumfragen (ASSA) in Zusammenarbeit mit der Forstlichen Bundesversuchsanstalt, 1.-3. Oktober 1980 in Wien
Preis ö.S. 250.-
- 136 "Großdüngungsversuch Pinkafeld"
(1981) Johann Klaus: "Ertragskundliche Ergebnisse"
Stefan Klaus: "Nadelanalytische Ergebnisse"
Preis ö.S. 150.-
- 137/I "Nachweis und Wirkung forstschädlicher Luftverunreinigungen"
(1981) IUFRO-Fachgruppe S2.09-00 Luftverunreinigungen
Tagungsbeiträge zur XI. Internationalen Arbeitstagung forstlicher Rauchschadenssachverständiger, 1.-6.IX.1980 in Graz, Österreich
Preis ö.S. 180.-
- 137/II "Nachweis und Wirkung forstschädlicher Luftverunreinigungen"
(1981) IUFRO-Fachgruppe S2.09-00 Luftverunreinigungen
Tagungsbeiträge zur XI. Internationalen Arbeitstagung forstlicher Rauchschadenssachverständiger. 1.-6. IX.1980 in Graz, Österreich
Preis ö.S. 200.-
- 138 "Beiträge zur Wildbacherosions- und Lawinenforschung" (3)
(1981) IUFRO-Fachgruppe S1.04-00 Wildbäche, Schnee und Lawinen
Preis ö.S. 200.-
- 139 "Zuwachskundliche Fragen in der Rauchschadensforschung"
(1981) IUFRO-Arbeitsgruppe S2.09-10 "Diagnose und Bewertung von Zuwachsänderungen". Beiträge zum XVII IUFRO Kongress
Preis ö.S. 100.-
- 140 "Standort: Klassifizierung-Analyse-Anthropogene Veränderungen"
(1981) Beiträge zur gemeinsamen Tagung der IUFRO-Arbeitsgruppen S1.02-06, Standortklassifizierung, und S1.02-07, Quantitative Untersuchung von Standortsfaktoren.
5.-9. Mai 1980 in Wien, Österreich.
Preis ö.S. 250.-
- 141 Müller Ferdinand: "Bodenfeuchtigkeitsmessungen in den Donauauen des Tullner Feldes mittels Neutronensonde"
(1981) Preis ö.S. 150.-

Heft Nr.

- 142/I "Dickenwachstum der Bäume"
(1981) Vorträge der IUFRO-Arbeitsgruppe S1.01-04, Physiologische Aspekte der Waldökologie, Symposium in Innsbruck vom 9.-12. September 1980
Preis ö.S. 250.-
- 142/II "Dickenwachstum der Bäume"
(1981) Vorträge der IUFRO-Arbeitsgruppe S1.01-04, Physiologische Aspekte der Waldökologie, Symposium in Innsbruck vom 9.-12. September 1980
Preis ö.S. 250.-
- 143 Mildner Herbert, Haszprunar Johann, Schultze Ulrich:
(1982) "Weginventur im Rahmen der Österreichischen Forstinventur"
Preis ö.S. 150.-
- 144 "Beiträge zur Wildbacherosions- und Lawinenforschung" (4)
(1982) IUFRO-Fachgruppe S1.04-00 Wildbäche, Schnee und Lawinen
Preis ö.S. 300.-
- 145 Margl Hermann: "Zur Alters- und Abgangsgliederung von
(1982) (Haar-) Wildbeständen und deren naturgesetzlicher Zusammenhang mit dem Zuwachs und dem Jagdprinzip"
Preis ö.S. 100.-
- 146 Margl Hermann: "Die Abschüsse von Schalenwild, Hase und Fuchs in Beziehung zu Wildstand und Lebensraum in den politischen Bezirken Österreichs"
(1982) Preis ö.S. 200.-
- 147 "Forstliche Wachstums- und Simulationsmodelle"
(1983) Tagung der IUFRO Fachgruppe S4.01-00 Holzmessung, Zuwachs und Ertrag, vom 4.-8. Oktober 1982 in Wien
Preis ö.S. 300.-
- 148 Holzschnuh Carolus: "Bemerkenswerte Käferfunde in Österreich" III
(1983) Preis ö.S. 100.-
- 149 Schmutzenhofer Heinrich: "Über eine Massenvermehrung des Rotköpfigen Tannentreibwicklers (Zeiraphera rufimitrana H.S.) im Alpenvorland nahe Salzburg"
(1983) Preis ö.S. 150.-
- 150 Smidt Stefan: "Untersuchungen über das Auftreten von Sauren Niederschlägen in Österreich"
(1983) Preis ö.S. 150.-

Heft Nr.

- 151 "Forst- und Jagdgeschichte Mitteleuropas"
(1983) Referate der IUFRO-Fachgruppe S6.07-00 Forstgeschichte, Tagung in Wien vom 20.-24. September 1982
Preis ö.S. 150.-
- 152 Sterba Hubert: "Die Funktionsschemata der Sortentafeln für Fichte in Österreich"
(1983)
Preis ö.S. 100.-

ANGEWANDTE PFLANZENSOZIOLOGIE

Heft Nr.

- XX Martin - Bosse Helke: "Schwarzföhrenwälder in Kärnten"
(1967) Preis ö.S. 125.-
- XXI Margl Hermann: "Waldgesellschaften und Krummholz auf Dolomit"
(1973) Preis ö.S. 60.-
- XXII Schiechtl Hugo Meinhard, Stern Roland: "Die Zirbe (Pinus
Cembra L.) in den Ostalpen" I. Teil
Preis ö.S. 100.-
- XXIII Kronfuss Herbert, Stern Roland: "Strahlung und Vegetation"
(1978) Preis ö.S. 200.-
- XXIV Schiechtl Hugo Meinhard, Stern Roland: "Die Zirbe (Pinus
Cembra L.) in den Ostalpen" II. Teil
Preis ö.S. 100.-
- XXV Müller H.N.: "Jahrringwachstum und Klimafaktoren"
(1980) Preis ö.S. 100.-
- XXVI "Alpine Vegetationskartographie"
(1981) Preis ö.S. 300.-
- XXVII Schiechtl Hugo Meinhard, Stern Roland: "Die Zirbe (Pinus
Cembra L.) in den Ostalpen" III. Teil
Preis ö.S. 200.-

Bezugsquelle

Österreichischer Agrarverlag
A - 1141 Wien

