

ACTA FORESTALIA FENNICA

Vol. 160, 1977

DIE MESSUNG DER BESTANDESBONITÄT
3. TEIL

Ein für das Kontrollmaterial entwickeltes, auf Bestockungs-
merkmalen gründendes Bonitierungs-funktionsmodell

METSIKÖN BONITEETIN MITTAAMINEN
3. OSA

Yrjö Kangas



SUOMEN METSÄTIETEELLINEN SEURA

Suomen Metsätieteellisen Seuran julkaisusarjat

ACTA FORESTALIA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä tieteellisiä tutkimuksia. Ilmestyy epäsäännöllisin väliajoin niteinä, joista kukin käsittää yhden tutkimuksen

SILVA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä kirjoitelmia ja lyhyehköjä tutkimuksia. Ilmestyy neljästi vuodessa.

Tilaukset ja julkaisuja koskevat tiedustelut osoitetaan Seuran toimistoon, Unioninkatu 40 B, 00170 Helsinki 17.

Publications of the Society of Forestry in Finland

ACTA FORESTALIA FENNICA. Contains scientific treatises mainly dealing with Finnish forestry and its foundations. The volumes, which appear at irregular intervals, contain one treatise each.

SILVA FENNICA. Contains essays and short investigations mainly on Finnish forestry and its foundations. Published four times annually.

Orders for back issues of the publications of the Society, subscriptions, and exchange inquiries can be addressed to the office: Unioninkatu 40 B, 00170 Helsinki 17, Finland.

VORWORT

DIE MESSUNG DER BESTANDES BONITÄT

3. TEIL

EIN FÜR DAS KONTROLLMATERIAL ENTWICKELTES, AUF BESTOCKUNGSMERKMALEN GRÜNDENDES BONITIERUNGSMODELL

YRJÖ KANGAS

SELOSTE:

METSIKÖN BONITEETIN MITTAAMINEN

3. OSA

ISBN 951-631-033-3

HELSINKI 1977

DIE MESSUNG DER BESTANDESBREITÄT

3. TEIL Suomen Metsätieteellisen Seuran julkaisusarjat

ACTA FORESTALIA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä tieteellisiä tutkimuksia. Ilmestyy epäsäännöllisin välitajoin nittein, joista kukin käsittää yhden tutkimuksen.

SILVA FENNICA. Sisältää etupäässä Suomen metsätaloutta ja sen perusteita käsitteleviä kirjoituksia ja lyhyempiä tutkimuksia. Ilmestyy neljästi vuodessa.

Tilaukset ja julkaisuja koskevat tiedustelut osoitetaan Seuran toimistoon, Unioninkatu 40 B, 00170-Helsinki 17.

Publications of the Society of Forestry in Finland

ACTA FORESTALIA FENNICA. Contains scientific treatises mainly dealing with Finnish forestry and its foundations. The volumes, which appear irregularly, each contain one investigation.

SILVA FENNICA. Contains and short investigations mainly on Finnish forestry and its foundations. Published four times annually.

Orders for back issues of the publications of the Society, subscriptions, and exchange inquiries can be addressed to the office: Unioninkatu 40 B, 00170 Helsinki, 17, Finland.

ISBN 951-651-035-3

Hämeenlinna 1977 Arvi A. Karisto Osakeyhtiön kirjapaino

1. AUFGABE UND BEDEUTUNG DER WIRKUNG DES FUNKTIONSMODELLS

VORWORT

Die vorliegende Publikation bildet den dritten Teil der Forschungsgesamtheit, die der Autor im Vorwort der zwei ersten Teile (KANGAS 1976) besprochen hat. Sie zielt in erster Linie darauf hin, im Demonstrations-sinne die Ergebnisse darzulegen, die das zum Kontrollieren der Theorie benutzte Material geliefert hat. Sie beschreibt allerdings nur eine Lösungsmöglichkeit des Bonitierungssystems, zugleich bringt sie aber viele Aspekte zum Vorschein, die nicht nur mit dieser Lösung allein verknüpft sind. Da das Material aus naturnormalen Beständen zusammengesetzt ist, tritt die Wirkung der biologischen Faktoren der Wälder darin am reinsten hervor. Dies wiederum ist von grundlegender Bedeutung auch für andere Bestände und überhaupt für alles, was sonst mit der Entwicklung der Bestände zusammenhängt. Welche Veränderungen der Mensch oder andere Faktoren in ihrer Struktur auch hervorrufen mögen, so ist die

Natur bestrebt, sie ihren eigenen Gesetzen gemäss wieder zu beheben oder weiter zu entwickeln. Auch in diesem Sinne gibt das Material Hinweise, die von Bedeutung sein können.

Ich bin dankbar dafür, dass ich als Forscher der Suomen Akatemia arbeiten durfte, dank dessen die Untersuchung überhaupt durchgeführt werden konnte. Die Professoren Kullervo Kuusela, Aarne Nyssönen und Yrjö Vuokila haben freundlicherweise das Manuskript durchgesehen. Frau Marianne Kahanpää hat den Text gewissenhaft ins Deutsche übertragen, wofür ich ihr meinen besten Dank aussprechen will. Zugleich danke ich auch allen anderen Personen, die meine Arbeit in dieser oder jener Weise gefördert haben, und schliesslich danke ich noch der Forstwissenschaftlichen Gesellschaft Finnlands dafür, dass sie meine Untersuchung in ihre Publikationsserie aufgenommen hat.

Helsinki, März 1977

Yrjö Kangas

INHALT

	Seite
1. Aufgabe und Bedeutung der Entwicklung des Funktionmodells	5
2. Beschreibung des Kontrollmaterials	6
3. Die inneren Abhängigkeitsbeziehungen im Bestand	9
31. Die Korrelationskoeffizienten der Bestockungsmerkmale im Bestande	9
32. Die Beziehungen zwischen den Bestandesmerkmalen im Licht der Faktorenanalyse	10
4. Die Gruppierung des Kontrollmaterials	14
5. Die angewandte Form der Entwicklungsfunktion	15
6. Das auf das Kontrollmaterial angewandte Bonitierungs-funktionsmodell	18
61. Die Struktur des Modells	18
62. Die Bestimmung der Ausgangswerte für das Kontrollmaterial	18
63. Die alternativen Ausdrucksformen der Bonitätmasse	20
7. Die mit dem konstruierten Bonitierungs-funktionsmodell gewonnenen Ergebnisse im Kontrollmaterial	21
8. Die Bonitätsmasse der Waldtypen	24
81. Die Mittelwerte der Bonitätsmasse	24
82. Die innere Streuung der Waldtypen	25
83. Der Unterschied zwischen den Holzarten in den Bonitätsmassen	27
9. Die auf das Kontrollmaterial angewandte Bonitätsklassierung	29
10. Die Messung der Bonität von Mischbeständen	32
101. Die Vereinigung von holzartenweisen Funktionen	32
102. Die Bonitierungs-funktion der Kiefer-Birkenmischbestände	35
11. Die Approximationsfunktionen	39
A n h a n g	
1. Einige mit der Untersuchung verknüpfte allgemeine Aspekte	44
11. Über die Anwendungsmöglichkeiten der jetzt entwickelten Methode auf die heutigen Wälder	44
12. Über die Bestimmungsweise einiger Bestandesmerkmale	45
2. Die zweckmässige Struktur der Bonitierungs-funktion im Licht des Kontrollmaterials	47
Schrifttum	49
Seloste	50

1. AUFGABE UND BEDEUTUNG DER ENTWICKLUNG DES FUNKTIONMODELLS

Wie schon am Anfang der Untersuchung bei der Definierung der Aufgabe festgestellt worden ist (KANGAS 1976, s. 8), war ihr eigentliches Ziel, rein theoretisch zu klären, welche Fragen im Zusammenhang mit der Messung der Bonität zu berücksichtigen wären, und welche Voraussetzungen ein Bonitierungssystem erfüllen müsste. Es erwies sich jedoch als unbedingt notwendig, dass schon für diesen Zweck geeignetes Kontrollmaterial zur Verfügung stehen müsste, mit dessen Hilfe im Bedarfsfalle anhand von Fakten verschiedene Alternativen miteinander verglichen und auf ihre Brauchbarkeit geprüft werden könnten.

Diese eigentliche Aufgabe des Kontrollmaterials muss ganz besonders im Auge behalten werden, wobei freilich auch die allgemeinere Bedeutung der von ihm gelieferten Hinweise beachtet werden soll. Ausserdem darf man voraussetzen, dass seine Resultate die verschiedenen Fragen der früheren theoretischen Untersuchungen veranschaulichen. Aus eben diesem Grunde erschien es gerechtfertigt, der Untersuchung als ein Kapitel für sich eine Übersicht von den Ergebnissen des Kontrollmaterials anzufügen, wobei gewissen Punkten der dargelegten Theorie besondere Aufmerksamkeit zugewandt wird.

Das hier benutzte Kontrollmaterial entspricht im statistisch-mathematischen Sinne nicht den repräsentativen Anforderungen der wirklichen Population, die es seinem Wesen nach darstellt. Damit seine Ergebnisse trotzdem statistisch-mathematisch geprüft werden könnten, darf angenommen werden, dass es eine gewisse hypothetische Population repräsentiert, als deren die normalen Forderungen der Repräsentativität erfüllende Stich-

probe es dann gelten kann. Damit wird erreicht, dass alle mit seiner Hilfe durchgeführten Berechnungen, vor allem die Tests, formell einwandfrei sind. Der Umstand, inwieweit eine solche hypothetische Population der Wirklichkeit entspricht, ist an sich dann nicht signifikant, sofern nur dadurch bei der Ausdeutung der Ergebnisse keine wesentliche Verzerrung zustande kommt.

Anfänglich ging der Verfasser von der bei uns allgemein geltenden Auffassung von der Eignung der Waldtypen als Bonitätsmerkmal aus, und daher wurden auch die meisten bei der Entwicklung der Methode erforderlichen Berechnungen, ausgesprochen die Bestimmung der Entwicklungsfunktionen, auf diesem Grund durchgeführt. Später stellte sich jedoch heraus, dass dieser Ausgangspunkt für die Bonitäten nicht eindeutig ist. Am ausgesprägtsten tritt diese Tatsache im Fichtenmaterial hervor.

Da es also den Anschein hatte, dass die Anwendung der Waldtypen als Grundlage für die mit dem Kontrollmaterial auszuführenden Berechnungen sogar zu groben Fehlern führen konnte — worauf die probeweisen Berechnungen deutlich hinwiesen — musste in dem vorliegenden Untersuchungsprojekt das im theoretischen Teil dargelegte Gruppierungsverfahren (KANGAS 1976) zugrunde gelegt werden, in welchem die einander am nächsten entsprechenden Beobachtungseinheiten tatsächlich in die gleiche Behandlungsgruppe kamen. Die hierbei befolgte Methode ist weiter unten in Kap. 4 näher beschrieben. Die Resultate der Berechnungen haben dann gezeigt, dass diese Lösung gerechtfertigt war, und dass ihre Ergebnisse aussergewöhnlich gut übereinstimmen.

2. BESCHREIBUNG DES KONTROLLMATERIALS

Wegen der früher gestellten Anforderung der Homogenität war es schwierig, für den Zweck geeignetes Material zu bekommen, da bei uns bisher noch nicht genügend Dauer-versuchsflächenmaterial zur Verfügung steht. Zum Glück haben wir jedoch Gelegenheits-probeflächen aus einer Bestandesart, die hinsichtlich ihrer Homogenität mindestens den gleichen Anforderungen zu entsprechen scheint wie auch die Dauerversuchsflächen-materialien. Diese Bestandesart sind die naturnormalen Bestände, die sich von Anfang an natürlich und geschlossen entwickelt haben, ohne dass Veränderungen eingetreten wären, die die Entwicklung des Bestandes ausschlaggebend beeinflusst hätten. Die Berechnungen der Untersuchung haben gezeigt, dass sie, taxometrisch gruppiert, eine Bestandesart darstellen, deren Gruppen für sich mindestens ebenso homogen zu sein scheinen wie die einzelnen Dauerversuchsflächen.

Heute wäre es kaum mehr möglich, genügend Material von solchen naturnormalen Beständen zu finden. Für den Bedarf der vorliegenden Untersuchung konnten als Kontrollmaterial jedoch die Angaben herangezogen werden, die in früher bei uns durchgeführten diesbezüglichen Untersuchungen enthalten sind. Dies ist dank dessen möglich gewesen, dass diese Publikationen auch die probeflächenweisen Ergebnisse des hierfür gesammelten Beobachtungsmaterials enthalten, und eben diese sind als Kontrollmaterial dieser Untersuchung angewandt worden. Ein Nachteil war dabei natürlich, dass man sich mit den in den fraglichen Veröffentlichungen angegebenen Bestandesmerkmalen begnügen musste. Im Hinblick auf die Aufgabe des Kontrollmaterials dürfte dieser Umstand jedoch kaum irgendeine grössere Bedeutung haben.

Die Anwendung eines solchen Materials in der heutigen Zeit, wo sich das Wesen der Forstwirtschaft grundlegend geändert hat, kann vielleicht unzweckmässig erscheinen. Abgesehen davon, dass dies überhaupt die einzige Möglichkeit gewesen ist, bei uns Kontrollmaterial für die Zwecke der vor-

liegenden Untersuchung zu erhalten, herrschen in der Entwicklung der Bestände trotzdem in allen Verhältnissen die gleichen *allgemeinbiologischen Grundgesetze* auch dann, wenn sie während ihrer ganzen Entwicklung der wirtschaftlichen Tätigkeit des Menschen unterworfen sind.

Auch die Ergebnisse des Kontrollmaterials weisen deutlich darauf hin, dass ausgesprochen in der Entwicklung natürlicher Bestände deren allgemeine Hauptlinien am klarsten hervortreten. Aus diesem Grunde ist ein derartiges Material, auch im Hinblick auf die beim Messen der Bonität von Wirtschaftswäldern auftretenden Grundprobleme, vielleicht am allerbesten für die gestellte Aufgabe geeignet.

Den Grundstock des Kontrollmaterials bildet ILVESSALOS (1920) Material. Es ist in Südfinnland, bis etwa zum 63. Breiten-grad gesammelt worden. Seine Probeflächen enthalten den ganzen vom Bestand hervorgebrachten Holzvorrat mit Ausnahme der natürlichen Ausscheidung, deren Bedeutung jedoch gering ist, und die auf den verschiedenen Probeflächen offenbar relativ einander entspricht. Man kann daher voraussetzen, dass auf jeder Probefläche die Menge des lebenden Holzes den bisherigen Gesamtzuwachs der Bestockung des Bestandes hinlänglich repräsentiert.

In ILVESSALOS Probeflächen sind reine Bestände unserer drei Hauptholzarten (Kiefer, Fichte und Birke) enthalten. Der Anteil anderer Holzarten ist bei der Wahl der Probeflächen so niedrig gehalten worden (höchstens 10 %), dass die Bestände selbst hinsichtlich ihrer Reinheit einander sehr wohl entsprechen.

Naturnormale Mischbestände wiederum repräsentiert die Untersuchung von LAPPI-SEPPÄLÄ (1930) über Kiefer-Birken-Mischbestände, deren Material ebenfalls in Südfinnland gesammelt ist. Obwohl dieses Material ziemlich klein ist, scheint es doch möglich zu sein, aus seinen Resultaten Hinweise auf die eventuell mit der Bonitierungs-

frage der Mischbestände verknüpften besonderen Charakterzüge zu gewinnen.

LAPPI-SEPPÄLÄ selbst charakterisiert (op. c., s. 58—59) die besondere Beschaffenheit der Bestände seines Untersuchungsobjekts folgendermassen: »Infolge der vorstehend angeführten wichtigsten biologischen Eigenschaften können Kiefer und Birke, im Mischbestand zusammen wachsend, keine mannigfaltigen Mischungen bilden. Da sie beide stark lichtfordernde Holzarten sind, kann keine von ihnen im Schatten der anderen gedeihen. Die geschichteten Mischungsformen können daher kaum im Kiefer-Birken-Mischbestand auftreten, sondern Kiefer und Birke wachsen im Mischbestand fast immer in einstufiger Mischung, wobei sie beide zusammen den herrschenden Teilbestand bilden«. Er bemerkt, dass beide Holzarten sich nur ganz ausnahmsweise im Schatten der anderen verjüngen und zieht den Schluss: »So sind denn auch die Kiefer-Birken-Mischbestände im allgemeinen *gleichaltrig*, oder die Entstehungsperiode des Mischbestands hat nur einige Jahre umfasst, wobei der Bestand als fast *gleichaltrig* bezeichnet werden kann«. Und ferner stellt er fest: »Wie auch aus dem obigen hervorgeht, ist der Kiefer-Birken-Mischbestand eine auf dem blossen Waldboden entstehende, *primäre* Bestandsart, die sich nicht unter anderem Wald erhebt, sondern eine neue Bestandsentwicklungsserie beginnt«. Vom Standpunkt der im folgenden darzulegenden Ergebnisse des Versuchsmaterials von LAPPI-SEPPÄLÄ charakterisiert das Obige gut dessen Sonderart dem Material von LVVSSALO gegenüber. Zugleich entspricht es gut der von dem Verfasser schon in einer früheren Untersuchung (KANGAS 1968, S. 99—100) vorgebrachten Feststellung, dass in den Mischbeständen die Individuenentwicklung der verschiedenen Holzarten sich einander anpasst und gewissermassen eine eigene Gesamtheit bildet, und daher sich anders gestalten kann als ihre Individuenentwicklung in reinen Beständen.

Neben seiner eigentlichen Aufgabe bietet das Kontrollmaterial auch noch Aufschluss über ein Problem, das in unserer Forstwirtschaft jahrzehntelang umstritten gewesen ist. Es ist in diesem Zusammenhang nämlich möglich, in neuem Licht eine Vorstel-

lung davon zu gewinnen, was für eine Beziehung tatsächlich zwischen den Waldtypen und der Bonität des Bestandes herrscht. Das in der Untersuchung gebrauchte Material ist nämlich so gesammelt, dass bevorzugt solche Probestflächen darin aufgenommen wurden, die hinsichtlich ihres Standorts möglichst charakteristisch den betreffenden Waldtyp repräsentieren, wie aus den Standortbeschreibungen von LVVSSALO (1920) hervorgeht. Somit müsste die Beziehung der Waldtypen zur Bonität in dem Kontrollmaterial möglichst klar hervortreten.

Die Angaben über die einzelnen Probestflächen enthalten folgende Bestandesmerkmale:

	Symbol
Alter des Bestandes	t
Stammzahl	N (Stämme/ha)
Grundfläche	G (m ² /ha)
Mitteldurchmesser	$D (= \frac{\sum d}{n} \text{ cm})$
Mittelhöhe	$H (= \frac{\sum h}{n} \text{ m})$
Kubikmasse	$V (= \sum v/\text{ha})$

Als Symbol der einzelnen Probestflächen wird bei Bedarf der Index = i angewandt. Das Alter des Bestandes wiederum wurde nach den Jahresringen in der Schnittfläche am Wurzelstock berechnet. Die als Mittelwerte auftretenden Bestockungsmerkmale (Mitteldurchmesser und Mittelhöhe) sind einfache, nach der Anzahl berechnete Mittelwerte, welches Verfahren besonders gut für die naturnormalen Bestände geeignet zu sein scheint. Es ist aber wohl immer möglich, dass in andersartigen Beständen entsprechend solche Merkmale wirksamer sind, die auf andere geeignete Weise gebildet werden. In den Kiefer-Birken-Mischbeständen ist als Bestockungsmerkmal der gemeinsame Mittelwert beider Holzarten angewandt worden, und das Verhältnis der Holzarten ist als Quote der Stammzahlen ausgedrückt. Dagegen ist es bedauerlich, dass die Angaben über die Grundfläche fehlen. Doch scheint dieser Umstand im Licht der Ergebnisse keine entscheidende Bedeutung zu haben.

3. DIE INNEREN ABHÄNGIGKEITSBEZIEHUNGEN IM BESTAND

31. Die Korrelationskoeffizienten der Bestockungsmerkmale im Bestande

Durch die bestandesinnere Struktur ist es bedingt, dass zwischen den Bestockungsmerkmalen eine feste Korrelation herrschen muss. Vom Standpunkt der Entwicklung von auf ihnen basierenden Bonitierungsverfahren ist deren Kenntnis besonders bedeutsam. In der Tabelle 9 sind deswegen einige auf den Variablenwerten der Bestockungsmerkmale beruhende Korrelationskoeffizienten zusammengestellt, um den Charakter ihrer Abhängigkeitsverhältnisse zu veranschaulichen.

Als Grundlage für die Berechnungen wurde natürlich das Kontrollmaterial der reinen Bestände genommen. In der ersten Phase war es unerlässlich, in normaler Weise (z. B. SACHS 1969, S. 442–445) die dominierende Wirkung des Alters der Bestände zu eliminieren. In Teil 1 der Tabelle 9 sind die Teilkorrelationskoeffizienten zwischen den Bestockungsmerkmalen nach dieser Phase aufgeführt.

Die Bestimmung der wirklichen Korrelation zwischen zwei Bestockungsmerkmalen setzte voraus, dass ausser der Wirkung der Zeitfaktoren auch die Wirkung der anderen Bestockungsmerkmale eliminiert wurde (vgl. WEBER 1961, S. 284). Die so erzielten *echten*, also völlig gereinigten Teilkorrelationskoeffizienten sind im Teil 2 der Tabelle 9 aufgeführt.

Betrachtet man diese Tabelle genauer, so sieht man, dass die Stammzahl, die noch in den altersgereinigten Koeffizienten mit Ausnahme von zwei nicht signifikanten Fällen bei der Grundfläche regelmässig einen negativen Wert hat, diesen bei echten Koeffizienten nur hinsichtlich des mittleren Durchmessers (D) beibehält, hier aber umso ausgeprägter. Dies ist auch ganz natürlich, weil die Grundfläche sich im Vergleich zu den anderen Bestockungsmerkmalen verhältnismässig wenig ändert.

Die Korrelation der Mittelhöhe zu anderen Bestockungsmerkmalen ist im allgemeinen niedriger, was wieder den selbständigen Charakter der Mittelhöhe gut erkennen lässt,

Tabelle 9. Korrelationskoeffizienten zwischen den verschiedenen Bestockungsmerkmalen

Holzart und Bestockungsmerkmal	Von der Wirkung der Zeitfaktoren gereinigte Koeffizienten				Vollständig gereinigte Koeffizienten			
	G	H	V	D	G	H	V	D
Kiefer N	-0.389	-0.761	-0.577	-0.870	0.820	0.168	0.037	-0.949
		0.813	0.937	0.780				
			0.926	0.951				
				0.884				
Fichte N	0.029	-0.743	-0.305	-0.897	0.171	0.126	0.014	-0.643
		0.243	0.767	0.321				
			0.627	0.889				
				0.631				
Birke N	0.175	-0.602	-0.225	-0.852	0.722	0.046	0.072	-0.918
		0.306	0.809	0.319				
			0.647	0.841				
				0.623				

wie im folgenden Kapitel anschaulich zum Vorschein kommt. Gruppen für sich bilden auf interessante Weise ihre Korrelationen sowohl zur Grundfläche (G) als anderswo zur Kubikmasse (V). In dieser Beziehung stimmen die Werte aller Holzarten untereinander überein, sind aber ganz verschiedener Art. Bei der Grundfläche sind die Koeffizienten ziemlich niedrig und alle negativ, während sie bei der Kubikmasse deutlich höher und alle positiv sind. Man kann ja beide Situationen für konsequent ansehen, und auch die höheren Werte bei der Kubikmasse wirken ganz natürlich.

Ein besonderer Zug in den echten Korrelationsverhältnissen ist es, dass die Korrelationskoeffizienten zwischen der Kubikmasse (V) und dem Mitteldurchmesser (D) ganz ohne Signifikanz sind, was für das Bonitätsmass, dessen Ausgangspunkt sie beide bilden, einen besonderen Vorzug bedeutet. Beide zusammen machen unabhängig voneinander das Bonitätsmass aus.

Die oben beschriebenen Korrelationsverhältnisse geben für die faktorenanalytische Betrachtung eine Grundlage ab, worin sehr anschaulich die natürliche Gruppierung der Bestockungsmerkmale enthalten ist.

32. Die Beziehungen zwischen den Bestandesmerkmalen im Licht der Faktorenanalyse

Im vorigen Kapitel ist das allgemeine Wesen der zwischen den verschiedenen Bestockungsmerkmalen herrschenden Korrelation besprochen worden. Dessenungeachtet ist auch die mit den verschiedenen Bestockungsmerkmalen des Kontrollmaterials durchgeführte Faktorenanalyse interessant, weil man mit ihrer Hilfe die Korrelationen genauer charakterisieren kann, und weil sie zugleich die bestandesinneren Abhängigkeitsbeziehungen auch im weiteren Sinne beleuchtet.

Tabelle 10. Die auf dem Gesamtbetrag aller Holzarten beruhende Faktorenanalyse der Bestandesmerkmale im Kontrollmaterial, als Ausgangspunkt die Korrelationskoeffizienten.

Bestandesmerkmale und entsprechende Variablen		Einfache Korrelationskoeffizienten				Teilkorrelationskoeffizienten, bei denen die Wirkung des Alters eliminiert ist		
		Hauptachsenlösung		Varimax-Rotation		Varimax-Rotation		
		Faktor 1	Faktor 2	Faktor I ₂	Faktor II ₂	Gruppe ND	Gruppe H	Gruppe GV
Zeitfaktoren:								
t	x ₁	-0.866	-0.429	-0.917	0.304			
log t	x ₂	-0.939	-0.289	-0.870	0.455			
log ² t	x ₃	-0.930	-0.338	-0.899	0.414			
Gütefaktoren:								
N	x ₄	0.911	0.143	0.750	-0.539	0.932	0.003	-0.027
G	x ₅	-0.829	0.460	-0.266	0.911	-0.123	-0.015	0.957
H	x ₆	-0.953	0.137	-0.581	0.768	-0.739	0.256	0.527
V	x ₇	-0.929	0.337	-0.423	0.893	-0.317	0.118	0.905
D	x ₈	-0.975	0.050	-0.658	0.721	-0.831	0.015	0.495
Eigenwert der Faktoren		7.681	0.797	4.275	4.203	2.214	0.080	2.258

In Tabelle 10 sind die Resultate der Faktorenanalysen zusammengestellt, die aufgrund der Korrelationskoeffizienten zwischen den sowohl den Alters- wie auch den Bestockungsmerkmalen entsprechenden Variablen ausgeführt worden sind. Die Werte der Tabelle beruhen auf dem gesamten Material. In den holzartenweisen Lösungen treten nämlich — je nach der Holzart etwas wechselnd — ausnahmslos die gleichen allgemeinen Charakterzüge hervor. Sofern bei irgendeiner Holzart ein in gewisser Hinsicht von den anderen deutlich abweichender Zug auftritt, wird auf diesen Umstand im betreffenden Zusammenhang besonders hingewiesen.

Zunächst wurde die auf den einfachen Korrelationskoeffizienten zwischen den alle Bestandesmerkmale des Kontrollmaterials repräsentierenden Variablen (s. S. 7) gründende Hauptachsenlösung mit fünf Faktoren durchgeführt. Von diesen wurden in die Tabelle 10, jedoch nur zwei Faktoren aufgenommen, auch der letztere nur der Anschaulichkeit halber, weil er, wie auch die anderen, deren Eigenwert < 0.6 ist, in diesem Zusammenhang noch keine Bedeutung hat. Der erste Faktor erklärt nämlich schon allein über 85 % der Totalvariation. Um seinen Charakter möglichst anschaulich hervortreten zu lassen, wurde eine neue Analyse mit nur zwei Faktoren ausgeführt; die Ergebnisse ihrer Varimaxrotation sind in der Tabelle ebenfalls enthalten.

Die Resultate dieser Phase der Analyse stützen sehr gut die bereits in den vorigen Teilen dargelegten theoretischen Grundlagen der Bonitierung (KANGAS 1976, S. 12–14). Die hohen Ladungen von Faktor 1 der Hauptachsenlösung bei allen Variablen sind einfach ein klarer Beweis für die Bedeutung, die dem Alter des Bestandes bei seiner Bonitierung aufgrund der Bestockungsmerkmale zukommt. Es kann in diesem Zusammenhang wieder konstatiert werden, dass *die Zuverlässigkeit der ganzen Bonitierungsmethode ausschlaggebend davon abhängt, wie gut die Wirkung des Alters des Bestandes berücksichtigt werden kann.*

Die obige Feststellung und die durch die Verteilung der auf die Bonitierung einwirkenden Faktoren auf zwei gesonderte Gruppen von stochastischen Prozessen werden in

der Tabelle durch die Resultate der mit nur zwei Faktoren ausgeführten Varimax-Rotation bestätigt. In diesen — in Übereinstimmung mit den Ergebnissen der holzartenweisen Analysen — treten die Ladungen der zu den Altersfaktoren zählenden Variablen deutlich als eine Gruppe für sich hervor (Faktor I_2), während wiederum die entsprechenden Ladungen der Gütefaktorvariablen im zweiten Faktor der Rotation grösser sind als die Ladungen der Altersfaktorvariablen. Die starke Wirkung der Altersfaktoren und die enge Korrelation zwischen den Bestockungsmerkmalen tragen zusammen offenbar dazu bei, den Unterschied der Ladungen der Gütefaktoren zwischen den beiden Faktoren zu vermindern, während dieser Unterschied zwischen den Altersfaktoren recht deutlich ist. Am wenigsten deutlich tritt dies bei der die Stammzahl repräsentierenden Variablen hervor. Auf jeden Fall kommt durch diese Rotation die Abweichung der Altersfaktoren von den Gütefaktoren ungewöhnlich klar zum Vorschein.

Zur eingehenderen Analysierung des obigen Problems, und um zugleich eventuelle Extraktionen zwischen den verschiedenen Gütefaktorvariablen herauszubringen, wurde danach eine Faktorenanalyse gemacht, zu deren Ausgangspunkt nun solche Teilkorrelationskoeffizienten zwischen den Gütefaktorvariablen gewählt wurden (s. Tabelle 10), bei denen die Wirkung des Altersfaktors ($x_1 - x_3$) eliminiert war. Die Resultate dieser Analyse zeigten dann auch überraschend klar, dass in den so ausgeführten Faktorenanalysen diese Variablen mehrere Dimensionen so bilden, dass die Bestockungsmerkmale auf ihrer Grundlage in Gruppen eingeteilt werden können, von denen jede die verschiedenen Seiten der Struktur des Bestandes auf ihre Weise beleuchtet und somit das Gesamtbild ergänzt.

Ausgesprochen dieser Teil der Tabelle ist aus der Sicht der Bonitierung besonders interessant. Schon gleich bei der Stammzahl (Variable x_4) lässt sich feststellen, dass sie in ihrem eigenen Faktor ($III_1 =$ Gruppe ND) in dieser Analyse sowohl des ganzen Materials wie auch in den holzartenweisen Analysen eine beachtenwert hohe Ladung erhält. Zusammen mit dem Mitteldurchmesser (x_8) bildet sie eine klare Bestockungsmerkmalsgruppe. Eine zweite entsprechende Kombi-

Tabelle 12. Die Faktorenanalyse des Kontrollmaterials auf Grund der vollständig gereinigten Korrelationskoeffizienten als Varimax-Rotation

Holzart	Bestockungsmerkmal (Variable)	Faktor I (Gruppe ND)	Faktor II (Gruppe H)	Faktor III (Gruppe GV)
		Ladungen		
Kiefer	N (x_4)	<u>-0.951</u>	0.104	-0.519
	G (x_5)	0.015	0.069	<u>-1.060</u>
	H (x_6)	0.077	<u>0.769</u>	0.108
	V (x_7)	-0.024	0.667	<u>-0.223</u>
	D (x_8)	<u>0.994</u>	0.185	-0.438
	Eigenwert	1.920	0.953	1.761
Fichte	N (x_4)	<u>-0.786</u>	-0.074	0.080
	G (x_5)	0.087	0.138	<u>0.940</u>
	H (x_6)	0.096	<u>-0.954</u>	0.060
	V (x_7)	-0.149	-0.053	<u>0.847</u>
	D (x_8)	<u>0.800</u>	-0.479	0.102
	Eigenwert	1.498	0.877	1.844
Birke	N (x_4)	<u>0.922</u>	0.027	0.499
	G (x_5)	-0.018	-0.037	<u>-0.999</u>
	H (x_6)	-0.086	<u>-0.569</u>	-0.080
	V (x_7)	0.027	-0.069	<u>0.424</u>
	D (x_8)	<u>-0.983</u>	-0.134	0.373
	Eigenwert	1.867	0.593	1.653

nation (Faktor III₃ = Gruppe GV) bilden die Grundfläche (x_5) und die Kubikmasse (x_7), deren Ladung hier hinsichtlich der Grösse deutlich von den übrigen abweicht. Diese Gruppen treten ebenso klar in den das Holzartenweise wie auch in den das ganze Material betreffenden Analysen hervor.

Ein Problem für sich ist unter den Bestockungsmerkmalen die Mittelhöhe (III₂), weil sie zu den Dimensionen beider vorgenannter Gruppen starke Korrelationen besitzt. In der anfänglich durchgeführten Varimax-Rotation mit zwei Faktoren führte ihre Variation sowohl in den die verschiedenen Holzarten wie auch das ganze Material betreffenden Analysen dazu, dass sie weder in der einen noch in der anderen Gruppe untergebracht werden konnte. Erst als die Analyse als Varimax-Rotation mit drei Fak-

toren gemacht wurde, stellte sich heraus, dass sie am besten als eine Gruppe für sich angesehen wurde (Faktor III₂ = Gruppe H), worin ihre Ladung in dieser Phase der Analyse allerdings niedrig, aber doch ganz deutlich grösser war als die entsprechenden Ladungen der anderen Variablen. Dieser Charakterzug ist im Kontrollmaterial ganz folgerichtig.

Besonders deutlich tritt die eigenartige Bedeutung der Mittelhöhe als Bestockungsmerkmal hervor, wenn die Faktorenanalyse mit den vollständig gereinigten Korrelationskoeffizienten vorgenommen wird. Zugleich bringt sie in vieler Hinsicht in den verschiedenen Bestockungsmerkmalen Abweichungen zum Vorschein und beleuchtet so die Bedeutung jedes einzelnen vom Standpunkt der Bestandesbonität. Aus diesem Grunde sind

auch die Resultate dieser Analyse für die verschiedenen Holzarten in einer Tabelle für sich aufgeführt (Tabelle 12).

Der auffälligste Charakterzug im Vergleich zur vorigen Tabelle liegt nun hierin, dass die Mittelhöhe (Faktor II) beachtlich hohe Ladungen erhält und sich darin deutlich von den anderen Bestockungsmerkmalen unterscheidet. Zugleich entsprechen die beiden anderen Faktoren hinsichtlich ihrer Bestockungsmerkmale sehr schön dem früher gewonnenen Bild.

Hinsichtlich ihrer Ladungen weichen die verschiedenen Holzarten jedoch in vieler Hinsicht voneinander ab. In der Tabelle treten zwischen ihnen widerspruchsvolle Sonderzüge hervor, was ein Zeichen dafür ist, dass die Mittelhöhe als den Bestand beschreibendes Merkmal nicht genügend eindeutig ist, um allein die Grundlage für das Bestandesbonitätsmass abzugeben. Die Mittelhöhe scheint jedoch als Bonitätsmerkmal bei den verschiedenen Holzarten eine sehr unterschiedliche Bedeutung zu haben.

Besonders fällt hier die Kiefer ins Auge, die hinsichtlich der Ladungen von Faktor II und III ganz wesentlich von den anderen Holzarten abweicht. Die Werte der Tabelle weisen darauf hin, dass die Mittelhöhe bei der Kiefer das Bonitätsmass allein offenbar genauer angibt als bei den anderen Holzarten. Trotz ihrer hohen Ladung in Faktor II muss die Kiefer im ganzen aber doch zusammen mit der Grundfläche zum Faktor III gerechnet werden, wie die später darzulegenden anderen diesbezüglichen Be-

rechnungen klar erkennen lassen. Eine Sache ganz für sich ist es dann, dass die Mittelhöhe, allein angewandt, offenbar bei der Kiefer ein viel zuverlässigeres Bestandesbonitätsmass ist als bei den beiden anderen Holzarten.

Im Übrigen lassen sich bei der Betrachtung der Tabelle einzelne gewissermassen inkonsequente Abweichungen von der allgemeinen Regel feststellen. Dieser Umstand und das oben eingehender betreffs der Kiefer Gesagte weisen darauf hin, dass sich das Bonitätsmass eines Bestandes nicht mit genügender Zuverlässigkeit bloss aufgrund der Mittelhöhe ermitteln lässt, sondern dass dies anhand von einem mindestens alle drei Faktoren der Tabelle repräsentierenden Merkmal geschehen muss. Freilich kann sie, weil sie bedeutende Ladungen auch in den beiden anderen Faktoren erhält, gewissermassen für ein allgemeines Merkmal der Güte des Bestandes angesehen werden, obschon sie allein die Güte des Bestandes in ihrer Gesamtheit nicht genügend gut zu beschreiben vermag.

In diesem Zusammenhang sei noch auf die Besprechungen der Vereinigungsfunktionen und Approximationsfunktionen verwiesen (Kap. 10 und 11), wo man auf anderem Wege zum ganz entsprechenden Endergebnis kommt. Zugleich wird dort genauer ersichtlich, was für Kombinationen von Bestockungsmerkmalen in den verschiedenen Fällen bei der Messung der Bestandesbonität zu den zuverlässigsten Resultaten führen dürften.

Bestockungsmerkmal	Index I	Index II	Index III
1. Mittelhöhe	18	14	17
2. Grundfläche	20	28	25
3. Stammzahl	37	24	20
4. Durchmesser	7	25	23
5. Alter	22	23	20
6. Gesamtertrag	75	117	128

4. DIE GRUPPIERUNG DES KONTROLLMATERIALS

Die erste Phase der eigentlichen Bonitierungsrechnungen war natürlich die objektive Gruppierung des Kontrollmaterials gemäss dem im ersten Teil der vorliegenden Untersuchung dargelegten Prinzip (KANGAS 1976, S. 24–25).

Zur Bildung des für die Gruppierung erforderlichen Indexes wurde davon ausgegangen, dass für jedes Bestockungsmerkmal in dem Kontrollmaterial ein standardisierter Wert festgelegt wurde, damit bei der Bildung des Indexes die verschiedenen Merkmale einander möglichst gut entsprechen. Dies erfolgte so, dass für das Material einer jeden Holzart im ganzen eine gemeinsame Entwicklungsfunktion bestimmt wurde (vgl. unten S. 15).

$$F_e = f(t, \log t, x_m).$$

Der standardisierte Wert (z_m) der Abweichung war dann die Differenz zwischen den wirklichen Beobachtungswerten (x_{mi}) und den entsprechenden Werten der Entwicklungsfunktion (x'_{mi}), gemessen durch die mittlere Streuung des betreffenden Merkmals ($= m$). Die Formel erhielt somit folgende Form

$$(14a) \quad z_{mi} = \frac{(x_{mi} - x'_{mi})}{s_m}$$

Als ideale Form für den anzuwendenden Index I_i wäre die Gleichungsform

$$(14b) \quad I_i = \sum_m b_m z_{mi},$$

anzusehen, die jeder Abweichung das Gewicht der darin enthaltenen Merkmale in Form eines Regressionskoeffizienten verleihen würde.

Bei der Entwicklung des hier in Frage stehenden Indexverfahrens wurde die Form des Indexes der Handlichkeit der Berechnungsmethode halber jedoch derart vereinfacht, dass für jedes Merkmal im Index die gleiche Gewichtung vorausgesetzt wurde, so dass sich als endgültige Indexform direkt die Summe der Indizes der verschiedenen Bestockungsmerkmale ergab, jedoch so, dass

der der Stammzahl entsprechende standardisierte Wert von der Summe der anderen abgezogen wurde, weil die Stammzahlkurve im Vergleich zu den anderen Merkmalen die umgekehrte Entwicklungsrichtung hat. So erhielt der endgültig angewandte Index die Form

$$(14c) \quad I_i = \sum_m z_{mi} \quad (m: -4, 5, 6, 7, 8)$$

Im Kontrollmaterial ging die Gruppierung im Übrigen normal vonstatten, so dass bis auf eine einzige Ausnahme die Kulmination des T-Werts unschwer festzustellen war. Diese Ausnahme bildete die Fichte, bei welcher sich als günstigste Gruppenzahl 5 erwies. Von diesen fünf enthielten jedoch die beiden Randgruppen zusammen nur fünf Probestflächen, weshalb es natürlich gewesen wäre, sie mit den benachbarten Gruppen zusammenzunehmen. Die so zustandekommende Einteilung in drei Gruppen ergab jedoch bezüglich des T-Wertes ein erheblich ungünstigeres Resultat als die Einteilung des ganzen Materials in vier Gruppen, weshalb für den Teil der Fichte die Einteilung in vier Gruppen befolgt wurde. Danach verteilte sich das Kontrollmaterial folgender Zusammenstellung gemäss auf die verschiedenen Berechnungsgruppen

	Kiefer	Fichte	Birke	Kiefer-Birke
	17	14	18	11
	29	33	28	20
	39	21	24	37
	83	8	25	7
	55		22	
Zusammen	223	76	117	75

Die Gruppen sind in der Zusammenstellung von der schlechtesten Bonität her geordnet. Zur Vermeidung von Missverständnissen sei noch bemerkt, dass die Bonitätsmasse der verschiedenen Gruppen in dieser Phase natürlich noch in keiner Hinsicht miteinander vergleichbar sind.

5. DIE ANGEWANDTE FORM DER ENTWICKLUNGSFUNKTION

Wenn eine auf den Bestockungsmerkmalen begründete Bonitierungsfunktion in Frage steht, werden ihre Entwicklungsfunktionen die Funktionen des Wachstums der Bestockungsmerkmale sein. Infolgedessen ist als Ziel einerseits insbesondere die Einheitlichkeit der verschiedenen Modelle angesehen worden, andererseits wieder eine strukturell und rechentechnisch möglichst einfache Form. Die Wahl fiel hierbei aufgrund der früheren Erfahrung des Verfassers auf folgende Lösung allgemeiner Form

$$(15) \quad y'_m = f_e(t_i, t_j),$$

worin die Entwicklung eines jeden Bestockungsmerkmals (m) von zwei Zeitfaktoren (i und j) abhängt. Als solche wurden alternativ $x_1 (= t)$, $x_2 (= \log t)$ oder $x_3 (= \log^2 t)$ berücksichtigt, wo die Variable y'_m in logarithmischer Form angewandt werden muss.

In den mit verschiedenen Alternativen durchgeführten Versuchsberechnungen liess

sich unschwer feststellen, dass die Entwicklungsfunktion, um die an sie zu stellenden Anforderungen zu erfüllen, anhand von mindestens zwei Zeitfaktoren gebildet werden musste. Die einzige Ausnahme bestand hinsichtlich der Stammzahl, für welche als die zweckmässigste Entwicklungsfunktion sich eine gewöhnliche Logarithmenfunktion ($t_i = x_2$) ausreichend erwies. Was wiederum die Einbeziehung aller drei Zeitfaktoren in die Entwicklungsfunktion anbelangt, so scheint sie die Wirksamkeit der Funktion nicht signifikant zu verbessern, während sie in unregelmässigem Material leicht zu Verzerrung führen kann. Die Alternative zweier Variabler ist also hinsichtlich ihres Strukturprinzips als Entwicklungsfunktion am besten geeignet. Wegen der Einheitlichkeit wurde auch die Stammzahl in dieser Form angewandt.

Bei den Proberechnungen stellte sich heraus, dass die Kombinationen x_1 , x_2 und x_2 , x_3 eine ungefähr gleichwertige Wirksamkeit zu besitzen scheinen (vgl. KANGAS 1968,

Tabelle 15. Die Effektivität der angewandten Entwicklungsfunktion bei den verschiedenen Holzarten sowohl für das Material in seiner Ganzheit wie auch als Gruppenmittel

Bestockungsmerkmal \Rightarrow		N	G	H	V	D
Holzart	Material im ganzen (B) und Gruppenmittel (\bar{B})	Bestimmtheitsmass				
	Kiefer	B	0.714	0.470	0.699	0.619
\bar{B}		0.905	0.779	0.965	0.918	0.968
Kiefer- - Birke	B	0.900	?	0.929	0.655	0.668
	\bar{B}	0.931	?	0.970	0.965	0.991
Fichte	B	0.733	0.811	0.846	0.906	0.825
	\bar{B}	0.877	0.898	0.959	0.969	0.970
Birke	B	0.881	0.592	0.875	0.791	0.898
	\bar{B}	0.935	0.568	0.991	0.927	0.977

S. 92–95), von geringeren Unterschieden abgesehen, wenschon es den Anschein hat, dass die Kombination x_1, x_2 in der Praxis für das gesamte Material etwas besser passen könnte.

Ausschlaggebend waren jedoch letzten Endes die rechnungstechnischen Faktoren, die diese Funktion deutlich am günstigsten erscheinen lassen. So haben also praktische Faktoren die Wahl des Entwicklungsfunktionsmodells entschieden, das sich dann später auch sonst als sehr zweckmässig erwiesen hat.

Zur Veranschaulichung der Effektivität der Entwicklungsfunktionen ist noch Tabelle 15 beigelegt, in welcher die Bestimmtheitsmasse einerseits als Ganzes für das ganze Material der betreffenden Holzart, andererseits wieder als Mittelwert der taxometrischen Gruppen folgender Formel gemäss enthalten sind:

$$(16) \quad \bar{B} = \frac{\sum B_{mj}(y_{mij} - \bar{y}_{mj})^2}{\sum (y_{ij} - \bar{y}_i)^2}$$

worin also B_j das Bestimmtheitsmass der betreffenden Gruppe (j) ist, und in der Formel selbst die Bestimmtheitsmasse der verschiedenen Gruppen in üblicher Weise durch Vereinigung der Quadratsummen der Gruppen gewichtet sind (vgl. z. B. WEBER 1961, S. 154).

Wenn man die Zahlenwerte der Tabelle 15 betrachtet, muss man berücksichtigen, dass die Summen der Quadratsummen der Gruppen Divisoren der \bar{B} -Werte sind, was die Differenz zwischen dem Bestimmtheitsmass des ganzen Materials und diesem gruppenweisen Mittelwert wesentlich verringert. Dessenungeachtet ist der Unterschied zwischen dem Bestimmtheitsmass des ganzen Materials und den gruppenweisen Mittelwerten deutlich wahrnehmbar. Daher ist ein Fall, wie er bezüglich der Birke bei der Grundfläche auftritt, zunächst auf diesem Hintergrund zu betrachten, besonders wenn die Totalvariation eben bei der Grundfläche erheblich kleiner als bei den anderen Merkmalen ist, was wiederum auch die übrigen beachtenswerten diesbezüglichen Abweichungen erklärt.

Schliesslich soll noch auf den bemerkenswerten Charakterzug hingewiesen werden, dass

in den Kiefer-Birken-Mischbeständen das Bestimmtheitsmass völlig den entsprechenden Werten der reinen Bestände entspricht. Diese Tatsache ist vor allem vom Standpunkt einer für eine bestimmte Mischbestandart (Teilpopulation) zu bildenden Bonitierungs-funktion von wesentlicher positiver Bedeutung. Ausserdem gibt sie im gleichen Sinne auch Hinweise zur Bildung von Bonitierungs-funktionen allgemeinerer Art, wie sie in unseren heutigen Wäldern vor allem benötigt werden.

Es ist natürlich nicht ausgeschlossen, dass man ausgehend von irgendeinem anderen Grundmodell zu einem noch besseren Resultat käme, obwohl der Verfasser nicht einmal diesbezügliche Hinweise in der ihm zugänglichen Literatur gefunden hat. Ausserdem hätten in diesem Zusammenhang, wo es sich eigentlich nur um eine rein methodische Lösung handelt, die mühseligen Berechnungen, zu denen die Suche nach einer solchen Möglichkeit geführt hätte, mehr Arbeit erfordert, als es kaum sinnvoll gewesen wäre.

Andererseits ist es verwunderlich, wie wenig Beachtung diese ihrer Struktur nach einfachen Funktionsmodelle im Hinblick auf ihre Effektivität gefunden haben. Stattdessen sind z.B. als Wachstumsfunktionen ständig neue (vgl. z. B. PESCHEL 1938), strukturell viel kompliziertere und nicht selten höchstens iterativ ästimierbare Funktionen vorge-schlagen worden, deren praktische Bedeutung ausserdem noch höchst fragwürdig ist.

Die für die Bildung der hier zu besprechenden Bonitierungs-funktion erforderlichen Abhängigkeitsfunktionen (s. KANGAS 1976) sind natürlich schon auf einer den Entwicklungsfunktionen entsprechenden Grundlage aufgebaut worden. Dabei wurden die Faktoren des Ausgangswerts der Bonitierungs-funktion, die Kubikmasse (x_7) und der Mitteldurchmesser (x_8), beide für sich in eine Regressionsbeziehung zu allen anderen verfügbaren Bestockungsmerkmalen (x_4, x_5, x_6 und x_9 sowie x_8 für x_7 , bzw. x_7 für x_8) gesetzt.

Die an den reinen Beständen auf dieser Grundlage durchgeführte Kovarianzanalyse der Kubikmasse (x_7) und des mittleren Durchmessers (x_8) lässt erkennen, dass bei

beiden Variablen sehr signifikante Unterschiede sowohl zwischen den Regressionskoeffizienten als zwischen den Regressionsmittelwerten auftreten. Dies zeigt deutlich, dass die eigentlichen Bonitierungsfunktionen des Kontrollmaterials in ihrer ursprünglichen Form entweder die einzelnen Holzarten oder entsprechend bestimmte Mischbestandskombinationen repräsentieren müssen. In den

Analysen ist noch besonders zu beachten, dass die Signifikanz der Unterschiede zwischen den Holzarten in den Regressionskoeffizienten sehr viel kleiner ist als in ihren Regressionsmittelwerten. Diese Tatsache kann auch als ein Hinweis auf die Möglichkeiten der Konstruierung von gemeinsamen Funktionen für die verschiedenen Holzartenkombinationen aufgefasst werden (vgl. S. 38).

6. DAS AUF DAS KONTROLLMATERIAL ANGEWANDTE BONITIERUNGSFUNKTIONSMODELL

61. Die Struktur des Modells

Das Modell der für das Kontrollmaterial anzuwendenden Bonitierungsfunktion wurde in logarithmischer Form konstruiert, weil man in dieser Untersuchung betreffs der Entwicklungs- und Abhängigkeitsfunktionen, auf deren Basis die Bonitierungsfunktion selbst tatsächlich aufgebaut wird, zu einer logarithmischen Form gekommen ist, weshalb auch die ganze Funktion in logarithmischer Form angewandt wird.

Als natürlicher Ausgangspunkt bei der Wahl der für die Bonitierungsfunktion erforderlichen Zeitfaktoren kommen die gleichen Faktoren in Frage wie auch bei den Entwicklungsfunktionen (x_1, x_2). Da jedoch alle fünf Gütefaktoren gleichzeitig ins Bonitierungsalter übertragen werden, wurde es für zweckdienlich erachtet, auch die Einbeziehung des dritten Zeitfaktors (x_3) auf die Wirksamkeit des zu konstruierenden Funktionsmodells auszuprobieren. Es war nämlich zu erwarten, dass uneinheitliche Information der Entwicklungsfunktionen der verschiedenen Gütefaktoren auf diese Weise besser zu beherrschen wäre. Die durchgeführten Kovarianzanalysen zeigten, wie aus Tabelle 21 ersichtlich ist, dass die Einbeziehung dieses Zeitfaktors bei keiner Bestandesart die Signifikanz so viel vermehrte, dass sie für zweckmässig gelten könnte. Somit wurden die Bonitierungsfunktionen nur auf zwei Zeitfaktoren begründet.

Früher bei der Beschreibung des Kontrollmaterials hat sich gezeigt, dass aus den darin enthaltenen Angaben zweckmässig fünf Bestockungsmerkmale erhältlich waren, die alle als Indikatoren der Bonität Bedeutung hatten, wie die faktoranalytische Betrachtung gezeigt hat (Tabelle 10). Es erschien daher zweckdienlich, als Gütefaktoren alle diese Merkmale in das Bonitierungsfunktionsmodell des Kontrollmaterials einzubeziehen, um die wirksamsten Gütefaktor-komplexe herauszufinden.

Prinzipiell kann in einer solchen auf Bestockungsmerkmalen beruhenden Bonitie-

rungsfunktion die Messung der Bonität dergestalt vor sich gehen, dass jeder das Bonitätsmass beeinflussende Gütefaktor vom Messzeitpunkt mit Hilfe der betreffenden Entwicklungsfunktion ins Bonitierungsalter übertragen wird, wo die Messung der Bonität selbst nur mit den so übertragenen Werte vorgenommen wird. Hieraus folgt, dass die rechnerische Übertragung möglichst wahrheitsgemäss geschehen sollte, so dass mit Hilfe des hierdurch errechneten theoretischen Bestandes eine möglichst grosse Genauigkeit des Bonitätsmasses gewonnen wird.

62. Die Bestimmung der Ausgangswerte für das Kontrollmaterial

Wie schon in früherem Zusammenhang hervorgegangen ist (KANGAS 1976, S. 34), wurde im Kontrollmaterial als Messeinheit des Bonitätsmasses die Summe der ins Bonitierungsalter übertragenen Variablen x_7 (= Kubikmasse) und x_8 (= mittlerer Durchmesser) angewandt.

Als Bonitierungsalter, das mit dem Symbol t_B bezeichnet werden kann, wurde der Alterszeitpunkt $t_B = 80$ Jahre gewählt. Wenn nämlich bei der Bonitätsklassierung der bisher übliche Wert $t_B = 100$ Jahre angewandt worden wäre, hätte dies wahrscheinlich schon bedeutsame Verzerrung im Birkenmaterial herbeigeführt. Auch für Kiefer und Fichte ist das jetzt gewählte Bonitierungsalter offenbar genau so gut geeignet wie $t_B = 100$ Jahre. In der Forstwirtschaft scheint z. Zt. übrigens in der Umtriebszeit eine kürzende Tendenz zu herrschen.

Bei der Bestimmung der Ausgangswerte selbst wurde natürlich versucht, möglichst viel die individuellen Wesenszüge der Probestoffflächen mit einzubeziehen. Deswegen wurde die Übertragung vom Alter des Messzeitpunktes (t_i) einer jeden Probestofffläche bei den zwei auf den Ausgangswert einwirkenden Variablen x_7 und x_8 getrennt durchgeführt, und erst die übertragenen Werte wurden zum endgültigen Ausgangswert summiert,

für welchen im folgenden das Symbol y_{80} angewandt wird.

Das zweite wesentliche, das individuelle Wesen der Probeflächen betonende methodische Prinzip lag darin, dass den Ausgangspunkt beider Variablen die dem Beobachtungsalter der betreffenden Probefläche (t_i) entsprechenden Variablenwerte (x_{7i} und x_{8i}) bildeten. Nur beim Übertragen dieser Werte auf das Bonitierungsalter ($t_{80} - t_i$) wurden die betreffenden Entwicklungsfunktionen herangezogen. Auf diese Weise behielt eine jede Probefläche ihre relative Abweichung des Messzeitpunktes von dem Niveau der Entwicklungsfunktion der betreffenden Behandlungsgruppe gegenüber unverändert bei. Da diese Übertragung bei beiden Variablen getrennt vorgenommen wurde, kamen auch die besonderen Charakterzüge jeder Entwicklungsfunktion zur Berücksichtigung. Erst dann wurden die so übertragenen Variablenwerte vereinigt, wobei sich der *endgültige*, bei der Berechnung der Bonitierungsfunktion angewandte Ausgangswert y_{80} ergab.

Um eine Vorstellung von den Schwierigkeiten zu vermitteln, die mit der Bildung eines geeigneten Ausgangswerts in derartigen Aufgaben verknüpft sein können, werden im folgenden einige bei der Konstruierung der jetzt angewandten Methode aufgetretene Probleme etwas eingehender besprochen.

Beim Bestimmen der Regressionskoeffizienten der Bonitierungsfunktion selbst verursachte der oben beschriebene, auf dem Gebrauch der Entwicklungsfunktionen fusende Ausgangswert ein Problem für sich. Er führte nämlich, wie es an und für sich ganz natürlich ist, in der Lösung das Gewicht der Regressionskoeffizienten ausschlaggebend auf die Kubikmasse und den Mitteldurchmesser. Um diesen Misstand zu eliminieren, wurde eine stufenweise Ästimierung der Parameter der Bonitierungsfunktion versucht, indem sie zuerst getrennt mit Hilfe der anderen Gütefaktoren x_4 , x_5 und x_6 vorgenommen wurde. In der zweiten Phase wurden dann aufgrund der Residualterme der Ausgangswerte die Parameter für die Variablen x_7 und x_8 bestimmt. Dieses Verfahren führte wieder dazu, dass diese Parameter (b_7 und b_8) unverhältnismässig niedrig ausfielen. Der kleine Unterschied im Bestimmtheitsmass zwischen den beiden alternativen Lösungen dürfte auf berech-

nungstechnischen Ursachen beruhen. Die Mittelwerte der von beiden Lösungen ergebenen Parameterwerte, also gewissermassen eine »Mittelwertfunktion«, hätten freilich die Regressionskoeffizienten der verschiedenen Bestockungsmerkmale besser ins beiderseitige Gleichgewicht betreffs ihrer Einwirkung gebracht. Abgesehen davon, dass ein solches Verfahren unpraktisch wäre, muss es vor allem auch vom statistischen Standpunkt für ungeeignet gelten.

Es zeigte sich jedoch, dass die entsprechende richtig gewichtete Berücksichtigung der verschiedenen Bestockungsmerkmale am besten durch eine Lösung zu erzielen war, worin die Beobachtungswerte der den Ausgangswert bildenden Variablen x_{7i} und x_{8i} durch deren Abhängigkeitsfunktionen (f_a) ersetzt wurden. Dann ging allerdings an Information etwas verloren (= Gesamtbetrag der Restquadratsummen der Abhängigkeitsfunktionen von x_7 und x_8). Hinsichtlich der Genauigkeit der Bonitätsmasse dürfte dieser Umstand keine praktische Bedeutung haben. Da dabei auch der andere der beiden Ausgangspunkte (Kubikmasse bzw. Mitteldurchmesser) des Ausgangswertes in der betreffenden Abhängigkeitsfunktion enthalten ist, bleibt aber dieser Informationsverlust so gering, dass er die Bonitätsmasse nicht beeinflussen kann.

Während der Ausgangswert in seiner ursprünglichen Form angewandt also folgendermassen ausgesehen hätte (vgl. KANGAS 1976, S. 34):

$$(19a) y_{80} = x_{7i} + x_{8i} + (f_{cV}_{80} - f_{ei}) + (f_{cD}_{80} - f_{e_i})$$

erhielt er so umgewandelt die Form

$$(19b) y_{80} = f_{aV}_i + f_{aD}_i + (f_{cV}_{80} - f_{ei}) + (f_{cD}_{80} - f_{e_i})$$

In der Praxis führt die jetzt angewandte Methode zur einer relativ ebenso gleichmässigen Berücksichtigung der Regressionskoeffizienten der Bestockungsmerkmale wie die oben erwähnte »Mittelwertfunktion«. Im Gegensatz zu der letzteren ermöglicht sie ausserdem im Rahmen der von dem Kontrollmaterial gegebenen Voraussetzungen die Durchführung aller erforderlichen Teste.

63. Die alternativen Ausdrucksformen der Bonitätsmasse

Wie bereits aus der Besprechung der Struktur des jetzt entwickelten Modells hervorgegangen ist, ergeben die Bonitierungsfunktionen die Grösse des Bonitätsmasses in Form eines (Brigg'schen) Logarithmus. Im theoretischen Teil der Untersuchung ist in verschiedenem Zusammenhang betont worden, dass der so erhaltene Wert der Bonitierungsfunktion als *das eigentliche Bonitätsmass* des Bestandes anzusehen ist, *auf welchem alle* auf Bonitätsmassen basierenden *Berechnungen* in dieser Untersuchung *später begründet sind*. Dieser Wert ist also gewissermassen ein Grundwert des Bonitätsmasses.

Trotzdem ist schon im theoretischen Teil der vorliegenden Untersuchung (KANGAS 1976, S. 37) vorgebracht worden, dass man die Ausdrucksweise des Bonitätsmasses auch so auffassen kann, dass man ihren entlogarithmierten Wert als das in der Praxis anzuwendende Bonitätsmass betrachtet, mit welchem diese die Bonität des Bestandes anzeigende Masszahl eigentlich ausgedrückt wird. Diese Masszahl hat ausserdem den Vorteil, dass ihre untere Grenze immer = 0 ist, was zugleich vortrefflich mit dem Bonitätswert des unproduktiven Waldbodens übereinstimmt.

Das entlogarithmierte Bonitätsmass wird seinem Wesen nach mit dem relativen Wert

vergleichbar sein, den ILVESSALO (1965, S. 377–378) dargelegt hat. Im Prinzip besteht eigentlich nur der Unterschied, dass ILVESSALO einen bestimmten Anhaltspunkt (=MT-Waldtyp) nimmt, im Vergleich zu welchem er bei seinen Berechnungen die gleichen relativen Werte erhalten hat wie auch bei den anderen Waldtypen und auf andersartigen Standorten.

Der Klassenwert, der ebenfalls als eine Ausdrucksform des Bonitätsmasses des Bestandes vorgeschlagen worden ist, kommt in diesem Zusammenhang bei der Beschreibung der Bonitätsklassierung des Materials genügend anschaulich zum Vorschein. Da er auch sonst mehr oder weniger künstlicher Natur ist, ist er in diesem Zusammenhang nicht berücksichtigt worden. Das Gleiche gilt auch für den Relationswert.

Für die beiden eingangs besprochenen Bonitätsmasse — also das eigentliche Bonitätsmass (Symbol B) und sein entlogarithmierter Wert (Symbol B_{e1}) — sind dagegen in manchen Ergebnissen (u.a. Bonitätsmasse der Waldtypen und Bonitätsklassierung) zum Hervorheben ihrer eigenen Charakterzüge im vergleichenden Sinne gesonderte Resultate angegeben. Die entlogarithmierten Werte (B_{e1}) sind zur Vermeidung von unnötig grossen Zahlenwerten durch 100 geteilt angegeben. Sonstige Ausdrucksweisen der Bonitätsmasse zu erörtern, ist also, wie oben gesagt, in diesem Zusammenhang nicht für motiviert erachtet worden.

7. DIE MIT DEM KONSTRUIERTEN BONITIERUNGSFUNKTIONSMODELL GEWONNENEN ERGEBNISSE IM KONTROLLMATERIAL

Die aus dem Kontrollmaterial ästimierten Bonitierungsfunktionen erhalten also folgende Form:

1. Kiefernbestände:

$$B_{Ki} = 9.167 + 7.449x_1 - 3.043x_2 - 0.891x_4 + 1.409x_5 + 1.402x_6 + 0.063x_7 - 1.261x_8$$

2. Fichtenbestände:

$$B_{Fi} = 6.770 + 10.189x_1 - 3.424x_2 - 0.048x_4 + 0.401x_5 + 0.607x_6 + 0.293x_7 + 0.611x_8$$

3. Birkenbestände:

$$B_{Bi} = 10.005 + 26.419x_1 - 5.387x_2 - 0.388x_4 + 0.850x_5 + 0.684x_6 + 0.242x_7 + 0.185x_8$$

4. Kiefern-Birken-Mischbestände:

$$B_{FiBi} = 6.713 + 15.616x_1 - 3.562x_2 - 0.077x_4 + 0.835x_5 + 0.398x_7 + 0.575x_8 + 0.038x_9$$

Als Gesamteindruck von diesen Funktionen kann man sagen, dass die Funktionen betreffs der Regressionskoeffizienten gut

Tabelle 21. Angaben über die ästimierten Bonitierungsfunktionen

	Kiefer	Fichte	Birke	Kiefer - Birke
1. Die t-Werte der Regressionskoeffizienten:				
b_1	12.40	13.93	29.45	10.08
b_2	30.97	21.34	41.83	14.76
b_4	3.899	0.458 ⁻	4.222	0.572 ⁻
b_5	6.085	3.542	9.041	—
b_6	6.986	4.611	8.894	3.468**
b_7	0.462 ⁻	3.037**	4.344	2.494*
b_8	2.642	2.428*	1.096 ⁻	1.899
b_9				1.540 ⁻
Bestimmtheitsmass (B)	0.927	0.951	0.968	0.814
Streuungskoeffizient (c_9)	1.198	1.036	1.030	1.058
2. Die Signifikanz der Hinzunahme des dritten Zeitfaktors (x_3)				
F	0.401 ⁻	4.039*	0.465 ⁻	1.066 ⁻
f	1,214	1,67	1,108	1,66
3. Die Signifikanz der Hinzunahme zweier Gütefaktoren (x_7 und x_8)				
F	3.339*	11.283**	10.031**	16.109***
f	2,215	2,68	2,109	2,67

übereinstimmen. Die hohen Werte der Koeffizienten der Zeitfaktoren zeigen wieder die grosse Bedeutung der Zeitfaktoren in der ganzen Entwicklung der Bestände. Es entspricht nicht dem Zweck, die einzelnen Regressionskoeffizienten näher zu analysieren. Dies geschieht am besten im Licht der Testresultate, welche in der Tabelle 34 enthalten sind.

Als Erstes sind in der Tabelle die t-Testwerte der verschiedenen Regressionskoeffizienten aufgeführt. Weil die meisten Koeffizienten sehr signifikant sind (***), wurden in der Tabelle nur diejenigen Koeffizienten verzeichnet, welche geringere Signifikanz besitzen. Wie man sieht, lässt sich in dieser Hinsicht keine folgerichtige Regel herausfinden. Einerseits rührt diese Tatsache von der ganz dominierenden Einwirkung der Zeitfaktoren auf die Entwicklung der Bestände her, aber andererseits vor allem von der verschiedenartigen Einwirkung der Gütefaktoren bei verschiedenen Holzarten, wie sich in der Faktorenanalyse deutlich gezeigt hat. Zu entsprechenden Ergebnissen kommt man in dieser Untersuchung später auf ganz anderem Wege. Die Signifikanz der Zeitfaktoren erklärt sich besonders deutlich dadurch, dass das Abziehen eines Zeitfaktors das Bestimmtheitsmass in verschiedenen Fällen 60–75 % vermindert, während der entsprechende Wert bei Gütefaktoren zwischen 0.01–4.1 % schwankt. Trotzdem haben diese eine entscheidende Wirkung auf die Bonität eines Bestandes, wenn die Einwirkung der Zeitfaktoren eliminiert worden ist. Darum ist es in diesem Zusammenhang unnötig, die t-Werte der Gütefaktoren näher zu analysieren, weil ihre Signifikanz ohne die Wirkung der Zeitfaktoren behandelt werden muss (KANGAS 1976), wie in der Faktorenanalyse und später auf Seite 34 und 42 geschehen ist. Mutmasslich geben die holzartenweisen t-Werte dieser Tabelle gewisse Hinweise, obgleich die kräftige Einwirkung der Zeitfaktoren dazu führt, dass sie mit Vorsicht in Betracht zu ziehen sind.

Wie erschöpfend die jetzt angewandte Kombination der Zeitfaktoren ($x_1 + x_2$) die Einwirkung der Zeit beseitigt, geht anschaulich hervor, wenn die bei der Ästimerung der Bonitierungsfunktionen gebrauchten Kovarianzmatrizen in Bezug nur auf diese

gelöst werden. Die Ergebnisse dieser Operation sind aus folgender Zusammenstellung ersichtlich:

Holzart	Kiefer	Fichte	Birke	Kiefer-Birke
Bestimmtheitsmass	0.006	0.001	0.001	0.002

Die Bestimmtheitsmasse geben in diesem Falle zunächst umgekehrt den Informationsverlust (theoretischer Wert = 0), der mit dem jetzt befolgten Verfahren verknüpft ist. Die gewonnenen Werte sind so gering, dass sie keinen Einfluss auf die Bonitätsmasse mehr haben können.

Da die endgültigen Ausgangswerte so konstruiert worden sind, dass ihre Ausgangsvariablen x_7 und x_8 durch die Werte ihrer Abhängigkeitsfunktionen ersetzt wurden, beruhte die Lösung der Bonitierungsfunktion schliesslich hauptsächlich nur auf den Gütefaktoren x_4 , x_5 und x_6 . Interessant war dann natürlich die Frage, welche Bedeutung die Kubikmasse und der Mitteldurchmesser dessenungeachtet in der von der Bonitierungsfunktion gelieferten Information hatten. Die diesbezüglichen F-Testwerte der Tabelle 21 zeigen deutlich, dass auch ihre Einbeziehung als Regressoren die Wirksamkeit der Funktion signifikant erhöhte.

Der die Bedeutung des dritten Zeitfaktors (x_3) in der Bonitierungsfunktion betreffende Test ist in früherem Zusammenhang (S. 18) diskutiert worden.

Die wesentlichsten Indikatoren der Wirksamkeit der Bonitierungsfunktion sind von den Werten der Tabelle 21 das *Bestimmtheitsmass* (B) und ein von der Standardabweichung (s_y) hergeleiteter, entlogarithmierter Wert, hier *Streuungskoeffizient* (c_s) genannt, der unten näher besprochen wird.

Was das Bestimmtheitsmass betrifft, so können seine Werte in der Tabelle als übereinstimmend angesehen werden. Diese entsprechen in den reinen Beständen einander recht gut, denn man muss bei der Kiefer in Betracht ziehen, dass ihr Standort in viel weiterem Rahmen variiert als bei Fichte und Birke. Es ist bei dem Kiefern-Birken-Mischbestand — wie ganz offenbar bei Mischbestandarten im allgemeinen — ganz natürlich, dass das deutlich niedrigere Bestimmtheitsmass für derartige Bestandes-

arten eine charakteristische Erscheinung sein kann. Was das allgemeine Niveau der Bestimmtheitsmasse betrifft, so sieht man, dass seine Werte beachtlich hoch sind, was als ein deutlicher Beweis für die Verlässlichkeit der betreffenden Bonitierungsverfahren im allgemeinen gelten kann.

In Tabelle 21 ist noch der Streuungskoeffizient (c_s) angegeben, der hier die Streuung der Abweichungen zwischen Beobachtungswerten und entsprechenden Bonitierungsfunktionswerten derart darstellen soll, dass in die Grenzen von c_s und $\frac{1}{c_s}$ beiderseits der Bonitierungsfunktion 50 % des ganzen Materials fällt, wenn als Mittelwert der betreffenden Bestandesart = 1 gesetzt ist. Grob genommen kann man also sagen, dass das Streuungsbereich, in welchem die Hälfte von diesen Abweichungen liegt, bei den Kiefernbeständen etwa 22 %, bei den Fichtenbeständen wieder reichlich 7 % und bei den Birkenbeständen 6 % und schliesslich bei den Kiefern-Birken-Mischbeständen nur etwa 12 % beiderseits der betreffenden Bonitierungsfunktion ausmacht. Der letztgenannte Wert braucht nicht unbedingt mit dem im Widerspruch zu stehen, was oben im Zusammenhang mit dem Bestimmtheitsmass gesagt wurde, weil der Standort der Kiefer in viel weiterem Rahmen variiert, während die anderen Bestandarten mit kleinerer Streuung in dieser Hinsicht recht gut miteinander übereinstimmen.

Da die Bonitierungsfunktion ein Modell sein müsste, dessen Werte *im ganzen Wirkungsbereich* möglichst gleichmässig zuverlässig sein sollten, wurden die eigentlichen

Bonitierungsfunctionen der verschiedenen Holzarten eingehend getestet. Man begnügte sich daher nicht bloss mit den von der Funktion als Ganzes ergebenden Zuverlässigkeitswerten, sondern für die Testung wurde bei jeder Holzart das Kontrollmaterial den Altersgruppen gemäss eingeteilt, um den Verlauf der Funktion möglichst ausführlich prüfen und die eventuellen systematischen Abweichungen lokalisieren zu können.

Als eigentliches Testungsverfahren wurde bei jeder Bonitierungsfunktion das Regressionsverhältnis einer jeden Abweichung von den Ausgangswerten (ΔB_j) zum Alter der betreffenden Probestfläche ($t = x_{ij}$) angewandt, damit das Wesen der eventuellen Abweichungen eingehend verfolgt werden konnte.

Da das Material auf jeden Fall der Grösse nach geordnet werden musste, ergab sich zugleich die Möglichkeit, auch einige einfache parameterfreie Tests durchzuführen, deren Resultate dazu beitrugen, die Ergebnisse des oben erwähnten Grundtestes zu kontrollieren. Der wichtigste von diesen zusätzlichen Testen war der Test von WILCOXON (vgl. LIENERT 1962, S. 124), der ein Bild vom Einklang der ästimmten Funktion mit ihren Ausgangswerten gab.

Aus den Testen ging deutlich hervor, dass die Abweichungen im Kontrollmaterial grösstenteils ganz bedeutungslos waren ($F < 1$), was klar beweist, dass die Bonitierungsfunctionen für ihren Zweck geeignet sind. An den äussersten Grenzen des Materials, in so alten Beständen, wie sie in normalen Wirtschaftswäldern gar nicht in Frage kommen, traten in den wenigen Probestflächen die grössten Abweichungen auf.

Bestandesart	Standort	Grösse	Test	Ergebnis
Kiefer	1	1	OMT	0.98
		2	OMT	0.98
		3	OMT	0.98
		4	OMT	0.98
Fichte	1	1	OMT	0.98
		2	OMT	0.98
		3	OMT	0.98
		4	OMT	0.98
Birk	1	1	OMT	0.98
		2	OMT	0.98
		3	OMT	0.98
		4	OMT	0.98
Misch	1	1	OMT	0.98
		2	OMT	0.98
		3	OMT	0.98
		4	OMT	0.98

8. DIE BONITÄTSMASSE DER WALDTYPEN

81. Mittelwerte der Bonitätsmasse

Da bei uns namentlich die Steuerklassierung ausschlaggebend auf den Standorten, hauptsächlich auf den Waldtypen beruht (vgl. LIHTONEN 1959, S. 128—129), ist es natürlich interessant, im Licht der jetzt entwickelten Methode die Bonitätsmasse der Waldtypen zu betrachten. Diese Prüfung zerfällt in drei Teile, von denen der erste die Mittelwerte der Bonitätsmasse der Waldtypen betrifft, der zweite ihre Streuung auf den verschiedenen Waldtypen, und zum Schluss wird das Verhältnis zwischen den Bonitätsmassen der verschiedenen Holzarten behandelt.

Es möge hier noch einmal darauf hingewiesen werden, dass in das Kontrollmaterial nur möglichst klare und charakteristische Proben von jedem Waldtyp aufgenommen worden sind, so dass also das Material für den oben genannten Zweck denkbar gut

geeignet ist. Die Variation der verschiedenen Typen ist in Wirklichkeit natürlich noch viel grösser als die hier zum Vorschein kommende.

Daten über die Mittelwerte der Bonitätsmasse der Waldtypen des Kontrollmaterials sind in Tabelle 24 enthalten. Auch die Verteilung der Probeflächen des Kontrollmaterials auf die verschiedenen Waldtypen ist aus dieser Tabelle ersichtlich, weil sie sonst nirgends in der Untersuchung angegeben ist.

Die Daten der Tabelle lassen sich im Prinzip in drei Gruppen einteilen:

a) Die Mittelwerte der Bonitätsmasse jeden Typs und aller Holzarten. Die früher besprochenen (S. 20) entlogarithmierten Alternativen sind ebenfalls angegeben, um sie miteinander vergleichen zu können.

b) Die aus den den Bonitätsmassen entsprechenden, wirklichen Werten der mittleren Streuung hergeleiteten *Streuungskoeffi-*

Tabelle 24. Einige Angaben über die Bonitätsmasse der Bonitierungsfunktionen des Kontrollmaterials sowie Resultate des t-Testes zwischen den verschiedenen Waldtypen

Holzart	Waldtyp	Probeflächen	Bonitätsmasse		Der t-Test zwischen den Typenmittelwerten und seine Signifikanz	Die Typenmittelwerte der entlogarithmierten Bonitätsmasse
			Waldtypenmittelwerte	Die entsprechenden Streuungskoeffizienten		
Kiefer	OMT	15	3.910	1.136		84.22
	MT	64	3.836	1.133	2.060*	71.27
	VT	77	3.633	1.144	9.275***	44.59
	CT	56	3.205	1.219	14.007***	17.51
	CIT	11	2.653	1.278	7.020***	5.09
Fichte	OMT	50	3.725	1.150		55.99
	MT	26	3.588	1.134	4.330***	40.22
Birke	OT	31	3.689	1.129		50.66
	OMT	44	3.525	1.116	6.152***	34.54
	MT	37	3.443	1.136	3.076**	28.89
	VT	5	3.299	1.125	2.546*	20.53

zienten (c_s), welche die entlogarithmierte relative Streuung $\frac{1}{c} \Rightarrow c_s$ angeben, in welche 50 % von den Beobachtungen des betreffenden Typs fallen, wenn der Mittelwert = 1 ist. (vgl. näher S. 23).

c) Der normale t-Test der Differenzen zwischen den Mittelwerten (s. z. B. WEBER 1961) der Bonitätsmasse aufeinanderfolgender Waldtypen und seine Signifikanz. Als Zahl der Freiheitsgrade ist in diesem Zusammenhang jedoch wegen der grossen Schwankung der Zahl der Probeflächen der einzelnen Typen anstelle ihrer Summe ihr doppelter Mittelwert angewandt, und zwar gleicherweise gewichtet wie auch bei der taxometrischen Methode (vgl. KANGAS 1976, S. 25). In der Praxis dürfte dies allerdings die Resultate des Testes nicht wesentlich beeinflussen.

Auf die in der Tabelle aufgeführten verschiedenen Bonitätsmasse braucht in diesem Zusammenhang nicht genauer eingegangen zu werden. Man sieht, dass die durchschnittlichen Werte der Typen in der gleichen Grössenordnung auftreten, die schon aus der Praxis bekannt ist. Anschliessend hieran lässt sich feststellen, dass die t-Testwerte zum grössten Teil sehr deutliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Typenmittelwerten erkennen lassen.

Die entlogarithmierten Alternativen der Bonitätsmasse sind also zusätzlich zum eigentlichen Bonitätsmass in der Tabelle nur im Sinne der besseren Anschaulichkeit angegeben. Es hat aber doch den Anschein,

dass sie gut als Ausdrucksmittel des Bonitätsmasses geeignet wären.

Der Streuungskoeffizient (c_s) der Bonitätsmasse beleuchtet seinerseits gut den Charakter des Materials, wenn man sich nur an seine Anwendung gewöhnt. Bei den meisten Waldtypen scheint durchschnittlich die Hälfte der Probeflächen in ein Bereich unter 15 % beiderseits des Mittelwertes zu fallen.

Im ganzen lässt sich sagen, dass ILVESALOS (1920) Feststellung von der Verschiedenheit der Waldtypen hinsichtlich ihres Holzertrags im Licht der auf genügend grossem Material basierenden durchschnittlichen Werte durchaus *stichhaltig* ist.

82. Die innere Streuung der Waldtypen

Eine wesentlichere Frage als die Mittelwerte der Bonitätsmasse der Waldtypen ist aus der Sicht der Bonitierung jedoch die typeninnere Streuung. *Diese ist nämlich letzten Endes ausschlaggebend dafür, ob und wie die Waldtypen tatsächlich herangezogen werden können.*

Ein allgemeines Bild vom Ausmass der inneren Variationen der Waldtypen, das natürlich auf den eigentlichen Bonitätsmassen fusst (s. KANGAS 1976, S. 36), vermittelt der Anteil des gesamten Ausmasses der als Quadratsumme ausgedrückten typenweisen Variation (= Quadratsumme der Abweichungen) an der Gesamtvariation der betreffenden Holzart. Diese beschreibt zugleich gut den Charakter der typenweisen

Tabelle 25. Allgemeine Züge aus der Streuung der Waldtypen bei verschiedenen Holzarten

	Kiefer	Fichte	Birke
Anteil der inneren Streuung der einzelnen Waldtypen an der Gesamtstreuung der betreffenden Holzart (%).....	18.6	81.0	54.6
Anteil der Streuung innerhalb der Gruppen bei der betreffenden Holzart an der Gesamtstreuung (Minimumstreuung) (%)	7.8	15.7	7.7
Verhältnis zwischen den obigen	2.4	5.2	7.1

Tabelle 26. Die Verteilung der Bonitätsmasse gleichzeitig auf das Variationsbereich eines oder mehrerer Waldtypen

Holzart	Waldtyp	Die im Variationsbereich des Waldtyps vorkommenden anderen Typen, ihre Anzahl und das Verhältnis des gemeinsamen Variationsbereichs zum eigenen Bereich des betreffenden Typus		Verteilung des Variationsbereichs			
				nur auf betreffendem Typus	gleichzeitig auf		
					einem	zwei	drei
				anderen Typen			
%							
Kiefer	OMT	2 (MT, VT)	1.271	9	55	36	—
	MT	2 (OMT, VT)	1.270	—	73	27	—
	VT	3 (OMT, MT, CT)	1.256	—	74	26	—
	CT	3 (MT, VT, CIT)	1.118	—	88	12	—
	CIT	2 (VT, CT)	0.513	60	30	10	—
Fichte	OMT	1 (MT)	0.485	51	49		
	MT	1 (OMT)	0.661	34	67		
Birke	OT	3 (OMT, MT, VT)	1.166	44	12	29	15
	OMT	3 (OT, MT, VT)	2.043	—	15	66	19
	MT	3 (OT, OMT, VT)	1.890	3	23	58	17
	VT	3 (OT, OMT, MT)	1.912	—	35	39	26

Streuung bei verschiedenen Holzarten. Die diesbezüglichen Angaben enthält Tabelle 25, worin auch die entsprechende Verhältniszahl der Mindeststreuung angegeben ist, d.h. die gruppeninnere Streuung der der Anzahl der Typen einer jeden Holzart entsprechenden taxometrischen Gruppierung. Die ausserdem noch in der Tabelle enthaltene Verhältniszahl zwischen diesen beiden Werten stellt anschaulich das typenweise Wesen der Streuung einer jeden Holzart dar. Wie man sieht, weichen die verschiedenen Holzarten in dieser Hinsicht wesentlich voneinander ab. Bei der Kiefer ist die Streuung offenbar in diesem Sinne am vorteilhaftesten. Fichte und Birke entsprechen hinsichtlich ihrer Streuung im übrigen der Kiefer, nur dass sie quantitativ deutlich grösser ist.

Das sicherlich allerbeste Bild von der Variation der Waldtypen namentlich vom Standpunkt der Bonitierung aus gesehen, gibt Tabelle 26. Dort ist nämlich holzartenweise für jeden Waldtyp angegeben, ein wie grosser Teil seines Variationsbereichs mit demjenigen eines oder mehrerer anderer Typen zusammenfällt. Der »Anteil fremden

Variationsbereiches» in der Tabelle drückt einfach aus, wieviel in dem Variationsbereich eines jeden Typs auch zu demjenigen anderer Typen gehört, wenn zum Vergleich das gesamte Variationsbereich des betreffenden Typs (= 100 %) herangezogen wird.

Die Daten der Tabelle, die ausserdem noch auf Abb. 27 veranschaulicht sind, vermitteln eine sehr klare Auffassung davon, wie weitgehend und vielfach übereinander die Variationsbereiche der Bonitätsmasse der Probenflächen der verschiedenen Waldtypen zusammenfallen. In manchen Fällen kann das gleiche Bonitätsmass sogar bei vier Typen in Frage kommen (OMT und VT der Birke), und ferner liegen die Bonitätsmasse der Probenflächen der Kiefer alle in einem Bereich, der mit dem Variationsbereich von mindestens noch zwei anderen Typen zusammenfällt.

Es ist klar, dass dieser Sachverhalt die Voraussetzungen für das Gründen der Bonitierung ausschliesslich auf die Waldtypen ausschlaggebend beeinträchtigt, selbst wenn man zur weiteren Klärung auch noch andere Wirkungsfaktoren heranziehen, oder aber das

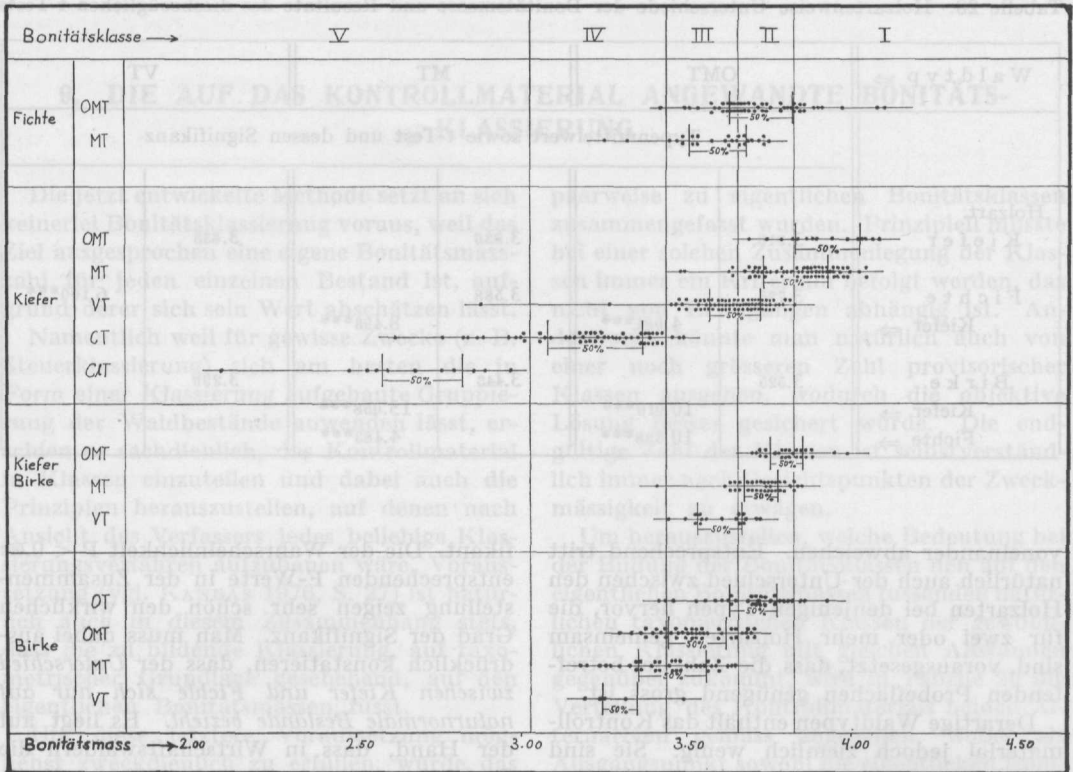


Abb. 27. Die Bonitätsmasse der einzelnen Probestellen des Kontrollmaterials nach Bestandesarten und Waldtypen geordnet

Waldtypensystem genügend detailliert gestalten würde. Im Kontrollmaterial kommt dergleichen nicht in Frage, denn es ist ja aus Beständen zusammengesetzt, die ihren Typ möglichst rein repräsentieren. Da in der Praxis derartige Bestände aber nur ganz selten vorkommen, muss die *Streuung in Wirklichkeit noch weit grösser sein, als sie hier hervorgetreten ist.*

Dessenungeachtet, dass die Beschaffenheit der Streuung innerhalb der Waldtypen ein ausschliesslich auf ihnen gründendes Bonitierungs-system unzuverlässig macht, haben bei uns in den gegenwärtigen Verhältnissen, wo noch nicht genügend Material für die Bildung von auf die Wirtschaftswälder anwendbaren, völlig zuverlässigen Bonitierungsfunktionen zur Verfügung steht, die *Waldtypen auf jeden Fall noch ihre Bedeutung als Vermittler zwischen naturnormalen Beständen und Wirtschaftswäldern.* Auf diese

Frage soll noch einmal zurückgekommen werden, wenn später die Möglichkeiten einer Erweiterung des jetzt entwickelten Messverfahrens der Bonität für die Anwendung auch auf andere als reine naturnormale Bestände erörtert werden.

83. Der Unterschied zwischen den Holzarten in den Bonitätsmassen

Für die Prüfung der Unterschiede zwischen den Holzarten bietet das Kontrollmaterial leider nur relativ wenig Möglichkeiten, und es können daher keine so zuverlässigen Resultate vorgelegt werden, wie bezüglich der Waldtypen.

Schon früher ist ja festgestellt worden, dass die verschiedenen Waldtypen, wenn die Anzahl der betreffenden Probestellen genügend gross ist, durchschnittlich deutlich

Tabelle 28. Holzartenweise Unterschiede der Bonitätsmasse und Resultate des diesbezüglichen t-Tests

Waldtyp ⇒	OMT	MT	VT
Typenmittelwert sowie t-Test und dessen Signifikanz			
Holzart:			
Kiefer	3.910	3.836	3.633
Fichte	3.725	3.588	6.100***
Kiefer ⇒	4.981***	8.493***	
Birke	3.525	3.443	3.299
Kiefer ⇒	10.010***	15.058***	
Fichte ⇒	10.398***	4.483***	

voneinander abweichen. Entsprechend tritt natürlich auch der Unterschied zwischen den Holzarten bei denjenigen Typen hervor, die für zwei oder mehr Holzarten gemeinsam sind, vorausgesetzt, dass die Zahl der betreffenden Probestellen genügend gross ist.

Derartige Waldtypen enthält das Kontrollmaterial jedoch ziemlich wenig. Sie sind typenweise in Tabelle 24 schon enthalten und — nunmehr nach Holzarten gruppiert — neu geordnet in Tabelle 28 zusammengestellt, aus welcher die betreffenden Holzartenmittelwerte der Bonitätsmasse sowie die Werte und die Signifikanz der t-Teste zwischen verschiedenen Holzarten in entsprechender Weise hervorgehen.

Um das von Tabelle 28 ergebene Bild zu vervollständigen, wurde mit Hilfe von zwei Waldtypen (OMT und MT) — Probestellen von allen drei Holzarten — eine einfache Varianzanalyse zur Klärung der Signifikanz des Unterschieds zwischen allen drei Holzarten ausgeführt. Die Resultate dieser Analyse waren folgende:

Waldtyp	Der F-Wert des Testes	Freiheitsgrade	F _{0.001}
OMT	60.80	2,106	7.44
MT	89.53	2,124	7.30

Die Ergebnisse der Tabelle 28 und der obigen Zusammenstellung entsprechen einander völlig: Alle Testwerte sind sehr signi-

fikant. Die der Wahrscheinlichkeit $P < 0.001$ entsprechenden F-Werte in der Zusammenstellung zeigen sehr schön den wirklichen Grad der Signifikanz. Man muss dabei ausdrücklich konstatieren, dass der *Unterschied zwischen Kiefer und Fichte sich nur auf naturnormale Bestände bezieht*. Es liegt auf der Hand, dass in Wirtschaftswäldern die Beziehung zwischen ihnen betreffs des Bonitätsmasses ganz anders beschaffen sein muss. Man muss ja bedenken, dass die Fichten in naturnormalen Beständen oft mehrere Jahrzehnte als Unterwuchs auf ihre normale Entwicklung gewartet haben.

Obwohl also das zur Verfügung stehende Material gering ist, besteht im Licht dieser Testresultate kein Zweifel mehr darüber, dass zwischen den verschiedenen Holzarten und Holzartkombinationen ganz klare Unterschiede hinsichtlich der Bonität herrschen. Die Tabelle lässt auch genügend die *Beziehungen* zwischen den Holzarten der reinen Bestände *des Kontrollmaterials* erkennen: Auf einander entsprechenden Standorten ist die Bonität der Kiefernbestände deutlich höher als die der anderen, während sie wieder in den von Fichte gebildeten Beständen deutlich besser ist als in den Birkenbeständen, die bezüglich ihrer Güte die schwächste Bestandesart unserer Hauptholzarten sind. Dieses Resultat basiert nur auf naturnormalen Beständen und ist also nicht im allgemeineren Sinne gültig.

9. DIE AUF DAS KONTROLLMATERIAL ANGEWANDTE BONITÄTS- KLASSIERUNG

Die jetzt entwickelte Methode setzt an sich keinerlei Bonitätsklassierung voraus, weil das Ziel ausgesprochen eine eigene Bonitätsmasszahl für jeden einzelnen Bestand ist, aufgrund derer sich sein Wert abschätzen lässt.

Namentlich weil für gewisse Zwecke (z. B. Steuerklassierung) sich am besten die in Form einer Klassierung aufgebaute Gruppierung der Waldbestände anwenden lässt, erschien es sachdienlich, das Kontrollmaterial in Klassen einzuteilen und dabei auch die Prinzipien herauszustellen, auf denen nach Ansicht des Verfassers jedes beliebige Klassierungsverfahren aufzubauen wäre. Voraussetzung (vgl. KANGAS 1976, S. 27) ist natürlich auch in diesem Zusammenhang stets, dass die zu bildende Klassierung, auf taxometrischer Grundlage geschehend, auf den eigentlichen Bonitätsmassen fusst.

Um diese letztere Voraussetzung möglichst zweckdienlich zu erfüllen, wurde das Kontrollmaterial in die doppelte Zahl von endlichen Bonitätsklassen eingeteilt, die dann

paarweise zu eigentlichen Bonitätsklassen zusammengefasst wurden. Prinzipiell müsste bei einer solchen Zusammenlegung der Klassen immer ein Kriterium befolgt werden, das nicht von Erwägungen abhängig ist. Andererseits könnte man natürlich auch von einer noch grösseren Zahl provisorischer Klassen ausgehen, wodurch die objektive Lösung besser gesichert würde. Die endgültige Zahl der Klassen ist selbstverständlich immer nach Gesichtspunkten der Zweckmässigkeit zu erwägen.

Um herauszustellen, welche Bedeutung bei der Bildung der Bonitätsklassen den auf den eigentlichen Bonitätsmassen fussenden natürlichen taxometrischen Klassen der gewöhnlichen Klassierung mit gleichen Abständen gegenüber zukommt, wird in Tabelle 29 die Verteilung des Kontrollmaterials beiden Alternativen gemäss angegeben, wobei als Ausgangspunkt sowohl die eigentlichen Bonitätsmasse wie deren entlogarithmierte Werte benutzt worden sind.

Tabelle 29. Verteilung des Kontrollmaterials aufgrund von Klassierung mit gleichen Abständen sowie aufgrund taxometrischer Klassierung

	Bonitätsklasse									
	Va	Vb	IVa	IVb	IIIa	IIIb	IIa	IIb	Ia	Ib
Eigentliches Bonitätsmass										
Klassierung mit gleichen Abständen	1	2	4	10	10	25	56	113	128	67
Taxometrische Klassierung	7	18	31	46	64	69	63	52	44	22
Der entlogarithmierte Wert des Bonitätsmasses										
Klassierung mit gleichen Abständen	7	4	13	21	46	29	98	77	67	4
Taxometrische Klassierung	10	18	29	33	64	67	57	63	48	27

Tabelle 30. Verteilung der reinen Bestände des Kontrollmaterials auf natürliche Bonitätsklassen nach Holzarten und Waldtypen geordnet¹⁾

Waldtyp ⇒	Kiefer				Fichte			Birke			Alle Holzarten zusammen										
	OMT	MT	VT	CT	CIT	Ins-gesamt	OMT	MT	Ins-gesamt	OT	OMT	MT	VT	CT	CIT	Ins-gesamt					
Klasse I	11	39	1			51	12									66					
II	4	20	36			60	21	10		7						115					
III		5	38	3		46	16	14	30	9	26	21	1		3	143					
IV			1	40		41	1	2	3	2	11	16	4			77					
V			1	13	11	25										25					
Im Ganzen	15	64	77	56	11	223	50	26	76	31	44	37	5	117	31	109	127	83	56	11	416

¹⁾ Vgl. auch Tabelle 36 (Kiefer-Birkenmischbestand)

Ganz allgemein lässt sich feststellen, dass die natürlichen Bonitätsklassen in dem Kontrollmaterial erstaunlich gleichmässig ausfallen. Auch als entlogarithmierte Werte stimmen sie trotz ihres ganz verschiedenen Ausgangspunktes überraschend gut überein, wenschon die auf den letztgenannten Werten basierende Klassierung deutlich stärker konzentriert ist. Man kann also auf jeden Fall sagen, dass direkt aufgrund der Bonitätsmasse eine deutlich gleichmässige Klassierung zu erzielen ist.

Eine Klassierung mit gleichmässigen Abständen erscheint vielleicht als die einfachste Lösung, unabhängig davon, ob die Bonitätsmasse logarithmisch oder entlogarithmiert angewandt werden, wie bei der auf den Verhältniswerten basierenden Klassierung verfahren wurde. Tabelle 29 zeigt jedoch, dass eine solche schematische Einteilung den Grossteil des Materials auf einige wenige Gruppen konzentriert und somit leicht dazu führt, dass in die gleiche Klasse Bestände kommen, die bezüglich ihrer Güte eher zu anderen Klassen gehören, obwohl zum Eliminieren des Einflusses der Extremwerte der Klassenabstand in der Klassierung der Tabelle 29 so bestimmt worden ist, dass beiderseits 5 % von den extremsten Werten weggelassen wurden, so dass also nur 90 % vom ganzen Material die Grundlage für die Bestimmung der Klassenbreite abgegeben hat. In den entlogarithmierten Verhältniswerten bedeutet dies auch im absoluten Sinne Klassierung mit gleichen Abständen. Die auf den eigentlichen Bonitätsmassen basierende Einteilung dagegen bedeutet, dass dabei das Verhältnis der aufeinanderfolgenden Klassen die ganze Klassierung hindurch gleichbleibt.

Sofern man also brauchbare Bonitätsklassen bilden will, muss dies auf taxometrischer Grundlage geschehen. Demgemäss wurde das ganze Kontrollmaterial als eine Probe, die eine bestimmte hypothetische Totalpopulation (= das Material von IIVESSALO) repräsentiert (s. S. 5), bei der Bildung der Klassierung zunächst in 10 Gruppen eingeteilt, aus denen dann, indem sie paarweise zusammengefasst wurden, 5 Bonitätsklassen gebildet wurden. Die Ergebnisse dieser Klassierung sind in den Tabellen 30 (und 36) wiedergegeben, in der ersteren die

Tabelle 31. Aufgrund des Kontrollmaterials gebildete Bonitätsklassierung

Auf den eigentlichen Bonitätsmassen gründende Klassierung				Auf den entlogarithmierten Bonitätsmassen gründende Klassierung			
Bonitäts- klasse	Anzahl	Mittel- wert	Grenzwerte	Bonitäts- klasse	Anzahl	Mittel- wert	Grenzwerte
I	66	3.922	3.826 — ...	I	28	98.6	83.4 — ...
II	115	3.727	3.653 — 3.825	II	62	70.8	58.9 — 83.3
III	133	3.560	3.439 — 3.652	III	131	48.7	40.7 — 58.8
IV	77	3.307	3.053 — 3.438	IV	120	32.0	23.3 — 40.6
V	25	2.796	... — 3.052	V	75	14.5	... — 23.2
Insgesamt	416			Insgesamt	416		

Verteilung der Probeflächen nach Holzarten und Waldtypen geordnet. Tabelle 30 zeigt zunächst ausser der Gesamtverteilung auch die bonitätsklassenweise Verteilung der Probeflächen auf die verschiedenen Holzarten und Waldtypen. Im Hinblick darauf, was sich schon im Zusammenhang mit der inneren Streuung der Bonitätsmasse der Waldtypen ergeben hat, bringt die Tabelle nichts eigentlich Neues und ergänzt somit nur das bereits gewonnene Bild, weshalb diese Frage nicht weiter behandelt zu werden braucht.

Interessant ist dagegen Tabelle 31, die alle Holzarten zusammenfassend den Mittelwert und die Variationsgrenzen einer jeden Bonitätsklasse enthält. Diese sind getrennt für beide Ausdrucksalternativen des Boni-

tätsmasses angegeben, um so, zusätzlich zu den Mittelwerten der Bonitätsmasse der Waldtypen (Tabelle 24), den Vergleich zu erleichtern. Es ist glaubwürdig, dass das eigentliche Bonitätsmass sich nach einer gewissen Gewöhnungszeit als brauchbar erweist. Man muss noch berücksichtigen, dass das eigentliche Bonitätsmass auf jeden Fall immer die Grundlage aller in Frage kommenden weiterführenden oder sonstigen entsprechenden Berechnungen abgeben wird, und seine Ingebrauchnahme wird sicherlich keine nennenswerten Schwierigkeiten machen. Es muss zugegeben werden, dass auch der entlogarithmierte Wert seinen Vorzug hat, aber es fehlt an ihm immer die Möglichkeit zu den obenerwähnten weiterführenden Berechnungen.

10. DIE MESSUNG DER BONITÄT VON MISCHBESTÄNDEN

101. Die Vereinigung von holzartenweisen Funktionen

Die Konstruierung von allgemeineren, alle verschiedenartigen Mischbestände betreffenden Bonitierungsfunktionen müsste, wie schon in früherem Zusammenhang (KANGAS 1976) hervorgegangen ist, u.a. so bewerkstelligt werden, dass man die entsprechenden, reine Bestandsarten betreffenden Funktionen auf geeignete Weise zu *Vereinigungsfunktionen* zusammenfügt. Zunächst könnte man bei einer solchen Vereinigung die Holzartverhältnisse des betreffenden Bestandes berücksichtigen, und damit wäre es möglich, auch das Bonitätsmass verschiedenartiger Mischbestände weitgehend zur Messung mitzubekommen. Im Rahmen des Kontrollmaterials wurde deswegen eine eigene Bonitierungsfunktion noch für eine derartige Bestandart, d.h. für Kiefer-Birken-Mischbestand ästimiert. Auf Grund dessen ergibt sich jetzt die Gelegenheit, mit Hilfe der gewonnenen Ergebnisse einige Sonderfragen zu behandeln.

Bevor man jedoch dieses Problem als eine Ganzheit diskutieren kann, muss von jeder Holzart die gleiche Anzahl Probeflächen benutzt werden. Daher wurde für die Konstruierung der Vereinigungsfunktionen aus dem Material von ILVESSALO als Stichprobe von Kiefer und Birke je die gleiche Anzahl Probeflächen genommen wie die ganze Anzahl der Fichtenprobeflächen im Kontrollmaterial (76). Somit hatten alle Holzarten untereinander eine möglichst gleichgewichtete Wirkung auf die Ergebnisse in den Vereinigungsfunktionen.

Dieses Problem kommt bezüglich der Zeitfaktoren wohl seltener in Frage, aber der Vollständigkeit halber werden auch diese in Bezug auf ihre Faktoren behandelt. Dahingegen hat die Berücksichtigung jeder Holzart getrennt für sich bei jedem Gütefaktor eine besondere Bedeutung, weil eben die Verschiedenheiten in den Bestockungsmerkmalen das Ergebnis einer derartigen Vereinigungsfunktion entscheiden. Im folgenden werden diese beiden Probleme gesondert geprüft. Gleichzeitig verrät die Er-

Tabelle 32. Die Signifikanz der einzelnen Zeitfaktoren

	Restquadratsummen	s^2	F-Wert	Freiheitsgrade
1. Alle Holzarten in einer Ganzheit	1.6930	0.0077		220
2. Zeitfaktor x_1 (t) Holzarten getrennt mitgenommen	1.0957	0.0050		218
Zusatz zur Erklärung		0.5973	0.2986	59.42
3. Zeitfaktor x_2 (log t) Holzarten getrennt mitgenommen	0.6955	0.0032		218
Zusatz zur Erklärung		0.9975	0.4987	156.15
4. Beide Zeitfaktoren Holzarten getrennt mitgenommen	0.5390	0.0025		216
Zusatz im Vergleich zu Faktor x_2		0.0782	0.039	15.74
				2,216

klärung der Merkmale, welche von ihnen unter den Gütefaktoren in den Vereinigungsfunktionen in erster Linie mitgenommen werden sollten.

Für den die Zeitfaktoren betreffenden Teil (Tabelle 32) ist eine solche Kovarianzanalyse, in welcher in allen Fällen die Gütefaktoren als gemeinsam für das ganze Material angesehen worden sind, derart dargestellt, dass alle von den Zeitfaktoren x_1 und x_2 gebildeten Kombinationen berücksichtigt sind. Da alle Freiheitsgrade in den verschiedenen Alternativen die gleichen und zugleich sehr signifikant sind, sind beim Vergleich zwischen den verschiedenen Faktoren zunächst die Werte des F-Testes zu beachten. Dabei stellt sich heraus, dass die Unterschiede zwischen den Holzarten zuvörderst auf dem Zeitfaktor x_2 beruhen, der vielleicht bei Bedarf sogar allein genügen könnte, den Unterschied zwischen den Holzarten zu erklären. Faktor x_1 hingegen würde nicht hierfür ausreichen, und was Faktor x_3 betrifft, so ist seine Bedeutungslosigkeit schon früher hervorgetreten (Tabelle 21), und das Gleiche zeigt sich auch hier, wenn man die F-Werte der Hinzunahme von verschiedenen Faktoren miteinander vergleicht. Obwohl die Hinzunahme von x_1 bei jeder Holzart für sich das Bestimmtheitsmass signifikant vermehrt, ist das Verhältnis des F-Wertes seiner Hinzunahme zu dem von x_2 gelieferten Zusatz an Erklärung so klein, dass man ihn beim Konstruieren der Vereinigungsfunktion nicht zu berücksichtigen braucht, sofern die Mitnahme des Zeitfaktors in irgendeinem Falle in Frage kommt.

Die entsprechende Vergleichsanalyse über die Gütefaktoren, also die Bestockungsmerkmale (Tabelle 34), wurde umgekehrt bei den Zeitfaktoren so durchgeführt, dass die Wirkung des Alters dabei eliminiert war. Wie sich schon oben gezeigt hat, besitzt die Berücksichtigung der Gütefaktoren getrennt für die einzelnen Holzarten beim Konstruieren der Vereinigungsfunktion eine viel größere Bedeutung. Der Vollkommenheit wegen wurde zusätzlich zum signifikantesten Merkmal (Stammzahl) noch ein zweites Merkmal getrennt für die einzelnen Holzarten mitgenommen. Die Methode kann man natürlich auf die gleiche Weise weiter erweitern. So lässt sich nämlich am besten herausbringen,

welcher Gütefaktor in erster Linie mitgenommen werden sollte. Das Prinzip des Verfahrens weicht von dem auf die Zeitfaktoren angewandten auch noch insofern ab, als Ausgangspunkt eine auf die Gesamtmengen der drei Holzarten gründende Lösung gewesen ist, die dann die Maximalrestvarianz hat. In der eigentlichen Analyse wiederum wurde geklärt, welche Signifikanz für den Teil eines jeden Bestockungsmerkmals die bezüglich dieser Maximalrestvarianz eintretende Abnahme hat, wenn jedes für sich der Reihe nach holzartenweise berücksichtigt wird, während die übrigen Merkmale aller drei Holzarten eine Ganzheit bleiben.

Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass jedes Bestockungsmerkmal für sich schon eine ganz besonders signifikante Wirkung auf die Abnahme der Restvarianz ausübt. Während in diesem Fall die entsprechende $F_{0.001}$ -Grenze um 7 bleibt, sind die entsprechenden F-Werte der Tabelle, der Wert der Kubikmasse mitgenommen, im Vergleich hierzu ein Mehrfaches (etwa 10–30-fach), was seinerseits dazu führt, dass die Schlussfolgerungen rein auf den F-Werten gemacht werden müssen. Der höchste F-Testwert und also der empfindlichste Indikator der holzartenweisen Unterschiede ist nach der Tabelle die Stammzahl (N), die also die Holzartenverhältnisse eines Mischbestandes am natürlichsten repräsentieren dürfte. Wenn hierfür noch ein weiteres Bestockungsmerkmal für nötig erachtet wird, eignet sich als solches, wie aus der Tabelle ersichtlich, am besten die Grundfläche (G), die zusammen mit der Stammzahl am effektivsten ist.

Zur Stütze der oben vorgebrachten Gesichtspunkte und im Anschluss an die Faktorenanalyse sind noch einige Probeberechnungen durchgeführt worden, um ein möglichst zuverlässiges Bild von der Bedeutung der verschiedenen Bestockungsmerkmale beim Ästimieren der Bonitierfunktion im ganzen zu gewinnen. In diesem Sinne wurden mit dem früher erwähnten Material Regressionsanalysen ausgeführt, worin alle Merkmale (auch die Altersfaktoren im ganzen) gleich gewichtet für jede Holzart getrennt berücksichtigt wurden. Von den Bestockungsmerkmalen der so ausgeführten Regressionsphasen wurden in

Tabelle 34. Die Signifikanz der Mitnahme der verschiedenen Bestockungsmerkmale getrennt bei den einzelnen Holzarten

	Freiheitsgrade	Bestockungsmerkmale (= Gütefaktoren)				
		N	G	H	V	D
1. Alle Holzarten im Ganzen:						
Gesamtstreuung	227			14.785		
Regression	220			13.092		
Bestimmtheitsmass (B)				C.885		
2. Nur ein Bestockungsmerkmal, Holzarten getrennt mitgenommen:						
Regression	210	14.207	14.979	13.982	14.056	13.942
Bestimmtheitsmass (B)		0.961	0.952	0.946	0.951	0.943
Zusatz zur Erklärung	2	1.115	0.987	0.890	0.946	0.850
s_1^2		0.558	0.494	0.445	0.482	0.425
Restquadratsumme	216	0.578	0.750	0.803	0.729	0.843
Grundvarianz (s_0^2)		0.00265	0.00324	0.00388	0.00334	0.00390
F-Testwert (f: 2,218)		210.3	152.5	114.6	144.1	109.0
3. Stammzahl (N) zusammen mit einem anderen Bestockungsmerkmal:						
Regression	---	---	14.474	14.445	14.451	14.420
Bestimmtheitsmass (B)			0.979	0.977	0.977	0.975
Zusatz zur Erklärung	3		0.2668	0.2374	0.2439	0.2130
s_2^2			0.0889	0.0791	0.0813	0.0710
Restquadratsumme	215		0.3111	0.3405	0.3340	0.3650
Grundvarianz (s_0^2)			0.00144	0.00158	0.00155	0.00169
F-Testwert (f: 3,215)			138.9	112.9	118.3	94.5

den entsprechenden Regressionsanalysen der zweiten Phasen diejenigen Bestockungsmerkmale (V und D) weggelassen, die den kleinsten t-Wert des Regressionskoeffizienten hatten. Aus der folgenden Zusammenstellung sind die Resultate der so vorgenommen Berech-

nungen ersichtlich. Sie zeigt die durchschnittlichen holzartenweisen Mittelwerte der verschiedenen Bestandesmerkmale, ausgehend von den Quadraten des t-Testmittelwerts ($\bar{t} = \sqrt{\sum t_m^2 / 3}$).

Bestandesmerkmale	x_1	x_2	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8
1. Eine Funktion, in welcher alle ihre Merkmale nach Holzarten getrennt berücksichtigt sind (B = 1)	65.74	137.54	17.37	29.64	32.21	10.71	12.05
2. Eine Funktion, worin Merkmal V weggelassen ist, während die anderen nach Holzarten getrennt berücksichtigt sind (B = 0.996)	40.43	86.00	29.39	24.39	25.21	---	8.13

Man hätte das Verfahren natürlich noch weiterführen können, da aber andererseits die Faktorenanalyse gezeigt hat, dass für das Kontrollmaterial drei Bestockungsmerkmale als zweckmässige Mindestanzahl gelten können, wurden die Berechnungen nicht fortgesetzt. Bei der Behandlung der Approximationsfunktionen wiederum kommen die Konstruktionen mit einem und mit zwei Bestockungsmerkmalen zum Vorschein.

Auch diese Berechnungen lassen erkennen, dass die Kubikmasse — obwohl sie ein sehr allgemein benutztes Bestockungsmerkmal ist — zur Bildung einer Bonitierungsfunktion nicht notwendig ist. Die Tatsache, dass der mittlere Durchmesser wegfällt, ist wiederum ganz natürlich, weil er im Kontrollmaterial aus dem Teilungsergebnis zwischen Grundfläche und Stammzahl besteht.

102. Die Bonitierungsfunktion der Kiefer-Birkenmischbestände

Vom Standpunkt des Gesamtbildes der auf Bestockungsmerkmalen basierenden Bonitierungsfunktion muss es für ganz besonders bedeutsam gelten, dass in das Kontrollmaterial der vorliegenden Untersuchung auch die Kiefer-Birkenmischbestände der Arbeit von LAPPI-SEPPÄLÄ (1930) einbezogen worden sind, weil einige im Hinblick auf den allgemeinen Gebrauch der Bonitierungsfunktion ganz wesentliche Fragen durch Berechnungen geprüft werden konnten.

Das Material hat freilich den Mangel, dass die Angaben über die Grundflächen in den Probeflächen fehlen, aber dies scheint keinen nennenswerten Nachteil für die Erzielung von Ergebnissen zu haben. Obwohl in der Untersuchung auch die Mittelwerte beider Holzarten getrennt enthalten sind, beschränkte man sich aus praktischen Gründen darauf, bei den Berechnungen nur den ganzen Bestand betreffende Gesamtangaben anzuwenden, ohne mit der anderen Alternative Vergleichsberechnungen auszuführen (vgl. KANGAS 1976, S. 43). Das Holzartenverhältnis einer jeden Probefläche ist natürlich in Übereinstimmung mit den anderen Bestockungsmerkmalen logarithmisch, auf der Stammzahl basierend und mit der Kiefer als Ausgangspunkt ausgedrückt ($x_0 = \log n_{Bi} : \log n_{Ki}$).

Voraussetzung für die Brauchbarkeit der Berechnungen muss natürlich sein (vgl. KANGAS 1976, S. 41), dass man mit der oben besprochenen Grundlage, unter Anwendung des gemeinsamen Mittelwertes der beiden Holzarten und des Verhältnisses zwischen den Holzarten als Merkmale zu einem befriedigenden Ergebnis kommt. Deswegen wurden alle möglichen Tests über die Signifikanz der Variablen x_0 ausgeführt. Leider ist LAPPI-SEPPÄLÄS Material in ganzen ziemlich gering. Es konnte aber doch in vier Behandlungsgruppen eingeteilt werden (vgl. S. 16). Es ist verständlich, dass ihre Signifikanzgrenzen aus diesem Grunde nur ziemlich verlässlich bleiben. Doch lässt sich der Schluss ziehen, dass die Mischbestände strukturell heterogener sind als die reinen Bestände.

In den Entwicklungsfunktionen tritt die Wirkung des Holzartenverhältnisses nicht signifikant hervor. Sowohl in der eigentlichen Bonitierungsfunktion wie eventuell in der mit ihr vergleichbaren Kombinationsfunktion, in denen das Beobachtungsmaterial schon gleich gross ist, gilt eindeutig die gleiche Sachlage. Es hat also den Anschein, dass in Fällen, wo für eine gewisse Mischbestandart ein eigenes Beobachtungsmaterial zur Verfügung steht, *die Holzartenverhältnisse im allgemeinen keine wesentliche Rolle spielen* (vgl. KANGAS 1968, S. 99–100). Natürlich ist die Situation im Zusammenhang mit der Vereinigungsfunktion ganz anderer Art. Trotzdem ist es nicht ausgeschlossen, dass man, indem man den Anteil der verschiedenen Holzarten des Mischbestandes auf irgendeiner anderen Grundlage mitnimmt, eine signifikante Einwirkung auf die Bonitierungsfunktion erhält.

Die Ergebnisse betreffs der für Kiefer-Birkenbestand bestimmten eigentlichen Bonitierungsfunktion sind in Tabelle 21 zusammen mit den Ergebnissen der Funktionen der reinen Bestände dargelegt. Sie zeigt ganz dieselben Charakterzüge wie diese. Wie aufgrund der Beschaffenheit der Bestandesart zu erwarten ist, fällt das Bestimmtheitsmass der Bonitierungsfunktion deutlich geringer aus als bei den Bonitierungsfunktionen der reinen Bestände, woraus man jedoch nicht den Schluss ziehen darf, dass sie nicht trotzdem ihre eigene, einheitliche Bestandesart repräsentiert.

Tabelle 36. Die Verteilung des Kiefer-Birken-Mischbestandsmaterials auf Bonitätsklassen

Bonitätsklasse ⇒	I	II	III	IV	V	Zus.
Waldtypen:						
OMT	10	15				25
MT	2	23	7	1		33
VT		8	9			17
Zusammen	12	46	16	1		75

Wie aus Tabelle 36 und Abbildung 27 ersichtlich ist, stimmen die Kiefer-Birke-Mischbestände recht gut mit den reinen Beständen überein. Das Verhältnis ihrer Bonitätsmasse zu den Bonitätsmassen der entsprechenden reinen Bestände macht einen recht wahrheitsgetreuen Eindruck. Diese Übereinstimmung der Verteilung kann als ein Beweis für ihre (und offenbar auch der Mischbestände im allgemeinen) selbständige Stellung als Bestandesart im Vergleich zu den entsprechenden reinen (von einer Holzart gebildeten) Bestandesarten gelten (vgl. KANGAS 1968, S. 100). Man darf daher wohl sagen, dass die für sie konstruierten Bonitierungsfunktionen durchaus den Funktionen reiner Bestände an die Seite gestellt werden können.

Zur Kontrolle dieser Schlussfolgerung wurde noch für die Kiefer-Birken-Mischbestände eine *Kombinationsfunktion* gebildet. Als Indikator der Holzartenverhältnisse wurde dem im vorigen Kapitel besprochenen Prinzip gemäss die Variable x_9 (siehe oben) angewandt. Der Grundgedanke der Kombinationsfunktion ging davon aus (s. KANGAS 1976, S. 42), dass mit den Bonitierungsfunktionen der reinen Bestände beider Holzarten gesondert das Bonitätsmass einer jeden Probeffläche des Mischbestandes bestimmt wurde. Als Ausgangswert wurde das Bonitätsmass gesetzt. Die Bonitierungsgleichung hat so die Funktionsform

$$(36a) \quad F[B(Ki + Bi)] = b_0 + b_1 \cdot F'[B(Ki)] + b_2 \cdot F'[B(Bi)] + b_3 x_9$$

erhalten. Weil im Mischbestandsmaterial die Grundffläche (G) des Bestandes nicht als Bestockungsmerkmal enthalten ist, mussten für die Bonitierungsfunktion sowohl der

Kiefer wie der Birke die Approximationsfunktionen ohne die Variable x_5 berechnet werden, weshalb im obigen Schema die betreffenden Werte mit F' bezeichnet sind. Dieser Umstand kann jedoch auf die Ergebnisse keinen wesentlichen Einfluss haben.

Die für das Material von LAPPI-SEPPÄLÄ berechnete, oben beschriebene Kombinationsfunktion erhält somit folgende numerische Form

$$(36b) \quad B_{(Ki+Bi)} = +0.9054 + 0.2830 F'_{(Ki)} + 0.4644 F'_{(Bi)} + 0.0294 x_9$$

Indem man in der so gelösten Funktion anstelle der Funktionen $F'_{(Ki)}$ und $F'_{(Bi)}$ deren Approximationsfunktionen einsetzt, kann man, wenn man so will, die Funktion in die der eigentlichen Kiefer-Birken-Bonitierungsfunktion entsprechende Form umwandeln. Das Bestimmtheitsmass der Funktion (36b) hinsichtlich der Variation der Bonitätsmasse der eigentlichen Funktion kann für überraschend gut gelten ($B = 0.870$), der Streukoeffizient bleibt entsprechend niedrig ($c_s = 1.046$).

Wie aus Tabelle 37 schon hervorgeht, kommen die von der Kombinationsfunktion gelieferten Werte denjenigen der eigentlichen Bonitierungsfunktion sehr nahe. Recht gut eignen sich aber auch die Werte der Vereinigungsfunktionen, von denen in Tabelle 37 derjenige mit dem schwächeren Bestimmtheitsmass zu den Werten der eigentlichen Bonitierungsfunktion genommen worden ist. Die Untergrenze der Bonitätsmasse in Tabelle 38 der einfachen Vereinigungsfunktion repräsentiert offenbar einen exzeptionellen Einzelwert; die anderen Werte (Mittelwert und Obergrenze) kommen den entsprechenden Werten der eigentlichen Boni-

Tabelle 37. Einige Angaben über die absoluten Beträge der aus dem eigentlichen Bonitätsmass berechneten Abweichungen und deren Regressionsbeziehung zum Alter und der eigentlichen Bonitierungsfunktion

	Kombinationsfunktion	ILVESSALOS 1. Alternative
1. Mittelwert des absoluten Betrags der Abweichungen	0.0405	0.0633
2. Der Variationskoeffizient der absoluten Beträge	74.84	102.98
3. Verhältnis des Mittelwertes der absoluten Beträge zum Mittelwert des eigentlichen Bonitätsmasses	0.0109	0.0170
Regressionsverhältnisse der Abweichungen der absoluten Beträge		
1. zum eigentlichen Bonitätsmass (B_{LS})		
Bestimmtheitsmass (B)	0.002	0.033
Signifikanz der Regression (F-Wert, f: 1,7%)	0.1445 ⁻	2.464 ⁻
2. zum Alter (t)		
Bestimmtheitsmass (B)	0.012	0.004
Signifikanz der Regression (F-Wert, f: 1,7%)	0.9196 ⁻	0.2693 ⁻

tierungsfunktion nahe. Wesentlich ist es dagegen, dass die mittlere Streuung in den Vereinigungsfunktionen deutlich grösser zu sein scheint als sowohl in der eigentlichen Bonitierungsfunktion wie in der Kombinationsfunktion. Möglicherweise ist in diesen Funktionen ein gewisser geringer systematischer Fehler zu erwarten. In dieser Richtung sprechen die t-Werte des betreffenden Regressionskoeffizienten. Genauer lässt sich die Sache aufgrund des hier zur Verfügung stehenden Materials nicht aufklären. Im ganzen weisen die beiden ausprobierten Vereinigungsfunktionen jedoch darauf hin, dass man mindestens in regelmässigen Beständen mit derartigen Verfahren zu befriedigenden Ergebnissen kommen könnte.

Obwohl die Anzahl der Birken-Kiefer-Mischbestände im Kontrollmaterial ziemlich klein ist, soll nicht ausser acht gelassen werden, dass ihre Ergebnisse stark zugunsten der Hinweise sprechen, die schon im vorigen Kapitel betreffs der Vereinigungsmöglichkeiten der Bonitierungsfunktionen der verschiedenen Holzarten vorgebracht worden sind. Zugleich vermitteln sie ein befriedigendes Bild davon, dass man *eine als selbständige Bestandesart auftretende Holzartenkombination auch im Sinne der Bonitierung als eine Teilpopulation für sich den reinen Beständen an die Seite stellen kann*, wobei die

Charakterzüge der betreffenden Holzarten bestehen bleiben.

Da die einzige Möglichkeit, im Rahmen des Kontrollmaterials konkrete Resultate über die Vereinigungsfunktion zu erzielen, die Anwendung ihres Prinzips sind, wurde die Tabelle 38 mitgenommen. Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse von Berechnungen, die vorgenommen wurden, um die Brauchbarkeit der Resultate der Vereinigungsfunktion zu veranschaulichen.

Diese Tabelle enthält die Werte von vier Funktionen, von denen die erste auf der eigentlichen Bonitierungsfunktion des Kiefer-Birken-Mischbestandmaterials fusst, und deren Werte also den Ausgangspunkt für die anderen Berechnungen bilden ($B = 1$). Ausserdem enthält die Tabelle die Ergebnisse der Kombinationsfunktion. Das Hauptinteresse in der Tabelle gilt den zwei auf reinen Beständen basierenden Vereinigungsfunktionen, während die anderen zuvörderst zum Vergleich mitgenommen sind. Die erste von diesen beiden ist die dritte Funktion der Tabelle, welche die Resultate der einfachen Vereinigungsfunktion von Kiefer und Birke (Stammzahl bei beiden = 76) enthält. Die zweite ist eine Vereinigungsfunktion, wo für die Funktionen von Kiefer und Birke der Wert jeder einzelnen Beobachtung direkt berechnet ist. Aus diesen wurde dann der

Tabelle 38. Vergleich zwischen einigen Funktionen, die auf die Kiefer-Birken-Mischbestände angewandt worden sind

	Bestimmtheitsmass	Mittelwert der Bonitätsmasse	Verteilungsbereich der Bonitätsmasse	Standardabweichung	
				Absolute	Relative
1. Die eigentliche Bonitätsfunktion	1	3.722	3.410—3.988	0.1113	100
2. Die Kombinationsfunktion ..	0.870	3.703	3.476—4.063	0.1069	96.0
3. Die mit ILVESSALO's Material erhaltene Vereinigungsfunktion für Kiefer u. Birke	0.716	3.693	3.111—4.020	0.1566	140.7
4. Die mit der Stammzahl gewichteten Mittelwerte von Funktionen auf Grund von ILVESSALO's Material für Kiefer u. Birke	0.762	3.747	3.423—4.179	0.1454	130.6

mit den Stammzahlen gewichtete Mittelwert berechnet, der als endgültiger Wert der betreffenden Beobachtung angewandt wurde.

Es ist erstaunlich, wie gut die mit den verschiedenen alternativen Funktionen der Mischbestände erzielten Bonitätsmasse ein-

ander entsprechen. Die Abweichungen zwischen ihnen, von denen die Verschiedenheit in der Standardabweichung der Tabelle 38 am auffälligsten ist, sind ja schon vorher besprochen worden.

Die Abbildung zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden. Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden. Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden.

Die Abbildung zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden. Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden. Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von Bonitätsmassenberechnungen, die auf Grund der verschiedenen Funktionen für die Kiefer-Birken-Mischbestände durchgeführt wurden.

11. DIE APPROXIMATIONSFUNKTIONEN

Zunächst sei hier auf die Gesichtspunkte verwiesen, die in Kapitel 32 besprochen worden sind, wo die bestandesinneren Abhängigkeitsbeziehungen im Licht der Faktorenanalyse näherer Betrachtung unterzogen wurden. Dort stellte sich ja heraus, dass die verschiedenen Bestockungsmerkmale als Gütefaktoren am besten in drei Gruppen eingeteilt werden sollten, von denen jede einzelne, obschon sie untereinander stark korreliert sind, auch in einer gewissen eigenen »Richtung« die Güte des Bestandes als Ganzheit charakterisiert. Dies bedeutet zugleich, dass jede Gruppe für sich ihre Wirkung auf die Bonität des Bestandes ausübt, und dass, wenn irgendeine von ihnen wegfällt, das Gesamtbild des Bestandes in gewissem Sinne einseitig wird. Die im folgenden ausgeführte Analyse der Approximationsfunktionen muss ausgesprochen von diesem Aspekt her betrachtet werden.

Ausgehend von den holzartenweisen eigentlichen Bonitierungsfunktionen wird die Frage der Approximationsfunktionen (vom Standpunkt der Zuverlässigkeit ihrer Ergebnisse gesehen) jeweils in dem Rahmen behandelt, der in jedem einzelnen Falle von Gründen der Zweckmässigkeit gegeben ist.

Was die Anzahl der in die Approximationsfunktionen aufzunehmenden Variablen betrifft, wurde von folgender Grundlage ausgegangen:

a. Hinsichtlich der Zeitfaktoren wurde das gleiche Prinzip befolgt wie auch bei den Bonitierungsfunktionen (vgl. S. 18).

b. Anders verhält er sich hingegen bezüglich der Gütefaktoren, d.h. der Bestockungsmerkmale. Die Ergebnisse der oben dargelegten Faktorenanalyse weisen darauf hin, dass ihre Anzahl drei betragen sollte. Zur Kontrolle ihrer Signifikanz sind jedoch die Approximationsfunktionen mit einem, zwei und drei Bestockungsmerkmalen bestimmt worden. Approximationsfunktionen mit vier Variablen sind in diesem Zusammenhang nicht mehr sinnvoll.

Die Approximationsfunktionen wurden schrittweise nach folgendem Prinzip untersucht: Zunächst werden die Approxima-

tionsfunktionen mit einem Bestockungsmerkmal besprochen und danach die Funktionen mit zwei Merkmalen im Rahmen aller Kombinationen. Bei den Funktionen mit drei Merkmalen wurde zum Ausgangspunkt eine der Faktorenanalyse gemässe Gruppierung genommen, und anhand der so gebildeten Ganzheit alle in Frage kommenden alternativen Kombinationen geprüft.

Als Mass für die Brauchbarkeit der Approximationsfunktionen wurde in erster Linie das Bestimmtheitsmass (B) angewandt, das dann natürlich bei den eigentlichen Bonitierungsfunktionen = 1 ist. In dem hier in Frage stehenden Falle, wo die abhängige Variable in allen Alternativen die gleiche ist, genügt das Bestimmtheitsmass allein eigentlich als Kriterium für die Effektivität der Funktion. In den Tabellen sind aber ausserdem noch einige andere Werte aufgeführt, um die Ergebnisse anschaulicher zu machen. Solche sind u.a. der *Streuungskoeffizient* (s. S. 23) und der die Signifikanz der Funktion anzeigende Wert des F-Testes. Eine interessante Kennzahl ist jedoch die ebenfalls miteinbezogene *relative Genauigkeit der Approximationsfunktion* (G_r), womit das Verhältnis der doppelten Standardabweichung ($2s$) zum durchschnittlichen Abstand der verschiedenen Bonitätsklassen, d.h. zur Differenz ihrer gewichteten Mittelwerte gemeint ist. Zur Gewichtung ist hier das gleiche Verfahren befolgt worden (s. KANGAS 1976, S. 25) wie bei der Gruppierung des Kontrollmaterials. Die relative Genauigkeit zeigt also an, in wie weiten Bereich beiderseits der Mittelwerte (=1) im Vergleich zum durchschnittlichen Klassenabstand der Grosse (etwa 95 %) der einzelnen Bonitätsmasse jeder Approximationsfunktion fällt.

Was die Werte der Approximationsfunktionen anbelangt, so sind sie in allen Fällen sehr signifikant. Dieser Umstand hat somit in diesem Zusammenhang für die Schätzung ihrer Effektivität keinerlei Bedeutung, weshalb auf diese Frage nicht näher eingegangen wird.

Die Funktionen mit einer Variablen (Tabelle 40) stimmen holzartenweise recht gut

Tabelle 40. Die Approximationsfunktionen mit einem Bestockungsmerkmal

Bestockungsmerkmal \Rightarrow	N	G	H	V	D
Kiefer					
Bestimmtheitsmass (B)	0.515	0.815	0.956	0.930	0.908
Streuungskoeffizient (c_g)	1.469	1.273	1.128	1.161	1.186
Wert des F-Testes (f: 3,219) ...	77.7	320.8	1591.4	974.7	719.3
Relative Genauigkeit	1.794	1.216	1.105	1.140	1.085
Fichte					
Bestimmtheitsmass (B)	0.517	0.320	0.822	0.695	0.882
Streuungskoeffizient (c_g)	1.179	1.216	1.105	1.140	1.085
Wert des F-Testes (f: 3,72) ...	25.7	11.3	110.6	54.7	178.9
Relative Genauigkeit	1.794	2.128	1.090	1.426	0.888
Birke					
Bestimmtheitsmass (B)	0.330	0.451	0.751	0.776	0.782
Streuungskoeffizient (c_g)	1.227	1.203	1.132	1.126	1.124
Wert des F-Testes (f: 3,113) ..	18.5	31.0	113.6	130.6	134.9
Relative Genauigkeit	2.231	2.019	1.860	1.290	1.273

miteinander überein; nur das allgemeine Niveau des Bestimmtheitsmasses ist bei den verschiedenen Holzarten deutlich anders, was wohl als ein Charakterzug der betreffenden Holzarten gelten kann. Die Bestockungsmerkmale dagegen zerfallen deutlich in zwei Gruppen, von denen die eine aus der Stammzahl und der Grundfläche und die andere aus den drei übrigen Merkmalen besteht. Die die relative Genauigkeit angegebenden Zahlen weisen darauf hin, dass zumindest in naturnormalen Beständen die Bonitierung nicht zuverlässig auf ein Bestockungsmerkmal gegründet werden kann. Sogar im allergünstigsten Falle, wo es sich um die Mittelhöhe der Kiefer handelt, käme jeder dritte Bestand in eine falsche Bonitätsklasse. Es muss ganz besonders berücksichtigt werden, dass die die relative Genauigkeit angezeigten Zahlen in der Tabelle stets den Mittelwert der Regressionsfunktion — also des Kontrollmaterials — betreffen; je mehr das Alter des einzelnen Bestandes hiervon abweicht, umso grösser — und sogar noch progressiv anwachsend — wird ihr Wert. Demgemäss ist die relative Genauigkeit in Wirklichkeit viel ungünstiger als in der Tabelle angegeben, immer abhängig davon, eine wie weite Alters-

verteilung jede Bestandesgesamtheit (Teilpopulation) repräsentiert.

Die mit zwei Bestockungsmerkmalen gebildeten Approximationsfunktionen sind besonders interessant, weil vom Standpunkt der allgemeinen Praxis mindestens diese Form aufgrund der Faktorenanalyse (vgl. S. 10) die Mindestgrenze der Bestockungsmerkmale darzustellen scheint, die an eine brauchbare Approximationsfunktion gestellt werden muss. Zur Klärung dieser Frage sind in Tabelle 41 alle im Kontrollmaterial in Frage kommenden Bestimmtheitsmassen der Funktionen mit zwei Bestockungsmerkmalen angeführt. Es dürfte sich erübrigen, in diesem Zusammenhang andere Kennzahlen anzugeben. Die Werte der Tabelle zeigen, dass bei einem ganz beträchtlichen Teil von Merkmalskombinationen schon mit zwei Merkmalen recht zufriedenstellende Approximationen erzielt werden. Dies gilt besonders für die Kiefer.

Bei allen Holzarten ist die Reihenfolge der Bestimmtheitsmassen der verschiedenen Kombinationen ungefähr die gleiche, aber das Niveau der von ihnen gelieferten In-

Tabelle 41. Die Approximationsfunktionen mit zwei Bestockungsmerkmalen

		Bestimmtheitsmasse (B)				
	Bestockungs- merkmal	N	G	H	V	D
Kiefer (f: 4,218)	N	—	0.971	0.958	0.968	0.960
	G	—	—	0.990	0.930	0.972
	H	—	—	—	0.980	0.962
	V	—	—	—	—	0.976
Fichte (f: 4,71)	N	—	0.860	0.826	0.932	0.960
	G	—	—	0.948	0.709	0.959
	H	—	—	—	0.938	0.906
	V	—	—	—	—	0.978
Birke (f: 4,112)	N	—	0.944	0.752	0.925	0.899
	G	—	—	0.933	0.781	0.950
	H	—	—	—	0.927	0.833
	V	—	—	—	—	0.960

formation ist bei den einzelnen Holzarten recht unterschiedlich. Bei der Birke ist es im Kontrollmaterial am allerniedrigsten, so dass für diese Holzart die Kombination von zwei Bestockungsmerkmalen im allgemeinen noch für unzureichend gelten muss. Ausgesprochen vom Standpunkt der Bonitierung bringt diese Tabelle sehr anschaulich die Unterschiede in der Homogenität der einzelnen von der gleichen Holzart gebildeten Bestände zum Vorschein.

Was die alternativen Kombinationen der Bestockungsmerkmale anbelangt, so bietet sich als vorteilhaftester Ausgangswert naturgemäss die Kombination von Kubikmasse (V) und Mitteldurchmesser (D) an, die aber in der Praxis unzweckmässig ist. Von den allgemeiner angewandten Merkmalen bildet die Mittelhöhe (H) besonders zusammen mit der Grundfläche (G), aber auch mit der Kubikmasse (V), eine effektive Kombination, während dagegen das Bestimmtheitsmass der Kombination von Grundfläche (G) und Kubikmasse (V) sehr gering ausfällt. Dies allerdings entspricht der im Zusammenhang mit der Faktorenanalyse dargelegten Gruppeneinteilung (S. 10). Die allein wenig bedeutsamen Bestockungsmerkmale, Stammzahl (N) und Grundfläche (G) wiederum

bilden zusammen mit den anderen Merkmalsgruppen der Faktorenanalyse schon eine hinsichtlich der Effektivität ungefähr mit den übrigen vergleichbare Kombinationen.

Die Wirkung der Hinzunahme des zweiten Merkmals ist aufgrund des F-Testes bei allen Holzarten, wie sich aus dem oben Gesagten ja schon schliessen lässt, fast immer sehr signifikant, obschon in den verschiedenen Kombinationen Besonderheiten hervortreten, die jeweils für die betreffende Holzart charakteristisch sind. Seltene Ausnahmen, die sich aber doch ins Gesamtbild einfügen, sind nur die Merkmalskombinationen Stammzahl und Mittelhöhe (N + H) sowie Grundfläche und Kubikmasse (G + V). Die Hinzunahme der Stammzahl (N) und entsprechend der Grundfläche (G) vermehrt hier nicht signifikant die Effektivität der betreffenden Approximationsfunktion. Die Werte der relativen Genauigkeit lassen erkennen, dass man mit zwei Bestockungsmerkmalen in gewissen Fällen, insbesondere bei der Kiefer, viele recht befriedigende Approximationsfunktionen konstruieren kann. Bei der Fichte dagegen ist dies kaum möglich. So verhält es sich in naturnormalen Beständen mit sehr einheitlicher Struktur. Es ist nicht ausgeschlossen, dass

Tabelle 42. Die Approximationsfunktionen mit drei Bestockungsmerkmalen

	Merkmal- gruppe	Bestimmt- heitsmass (B)	Streuungs- koeffizient (c_s)	F-Testwert	Relative Genauigkeit
Kiefer (f: 5,217)	GDH	0.994	1.043	7680.9	0.460
	VDH	0.985	1.071	2907.5	0.745
	VNH	0.982	1.077	2430.9	0.813
	GNH	0.997	1.029	...	0.314
Fichte (f: 5,70)	GDH	0.993	1.020	1958.9	0.221
	VDH	0.988	1.026	1170.5	0.285
	VNH	0.970	1.042	456.2	0.452
	GNH	0.985	1.030	890.6	0.326
Birke (f: 5,111)	GDH	0.989	1.027	2033.8	0.286
	VDH	0.972	1.043	760.9	0.463
	VNH	0.949	1.059	412.1	0.622
	GNH	0.994	1.020	3575.7	0.216

der Sachverhalt in Wirtschaftswäldern vielleicht sogar wesentlich hiervon abweicht.

Obwohl man also anhand von Approximationsfunktionen mit zwei Bestockungsmerkmalen schon zufriedenstellende Ergebnisse erzielen kann, scheint es doch — wie ja die Ergebnisse der Faktorenanalyse voraussetzen — so zu sein, dass erst die Hinzunahme eines dritten Bestockungsmerkmals die Werte der Approximationsfunktion so nahe an das eigentliche Bonitätsmass heranbringt, dass man sie schon so als geeignete Bonitierungsfunktion gebrauchen kann. Dies desunungeachtet, dass der Zusatz der Erklärung, wenn man von drei zu fünf Bestockungsmerkmalen übergeht, in allen Alternativen statistisch signifikant ist. Sogar für Forschungsaufgaben scheint deren Genauigkeit in vielen Fällen schon zu genügen. Dies ist allerdings abhängig von den Zielen, die der betreffenden Forschungsarbeit gesteckt sind.

Die Tabelle 42 ist, wie schon oben gesagt, auf allen Alternativen der drei Gruppen der Faktorenanalyse aufgebaut. Es sei in diesem Zusammenhang die — im Grunde freilich ganz natürliche — Kuriosität erwähnt, dass die Approximationsfunktion mit den drei üblichsten Bestockungsmerkmalen, nämlich Grundfläche, Mittelhöhe und Kubik-

masse ($G + H + V$) einen schwächeren Erklärungseffekt besitzt als alle in Tabelle 42 aufgeführten Kombinationen. Dahingegen führen sowohl der mittlere Durchmesser (D) wie auch die Mittelhöhe und besonders die Stammzahl (N), wenn sie mit den zwei erstgenannten Bestockungsmerkmalen ($H + G$) kombiniert werden, die Approximationsfunktion schon sehr nahe an den Wert der eigentlichen Bonitierungsfunktion heran. Da von diesen Merkmalen jedoch das letztere sich relativ leicht messen lässt, dürfte es zweckmässiger sein, dieses als drittes Bestockungsmerkmal zu nehmen. Kombiniert mit der Mittelhöhe und der Kubikmasse ($H + V$) ergeben sowohl die Stammzahl (N) wie auch der mittlere Durchmesser (D) deutlich schwächere Approximationswerte als die oben besprochenen, obschon auch sie schon eine sehr hohe relative Genauigkeit besitzen.

Die Werte, die der F-Test nach der Einbeziehung des dritten Bestockungsmerkmals ergibt, sind noch signifikanter als die Werte der Approximationsfunktion mit zwei Bestockungsmerkmalen im entsprechenden Falle. Dies kommt, ausser dass es dem Ergebnis der Faktorenanalyse entspricht, letzten Endes daher, dass der Effekt der so konstruierten Funktionen schon so gross ist, dass auch ein geringer Erklärungszusatz sich

dann viel empfindlicher geltend macht. Die Werte der relativen Genauigkeit wiederum zeigen, dass man in naturnormalen Beständen eine fast vollkommene Genauigkeit erzielt. Die Frage, wie es sich in Wirtschaftswäldern verhält, wo die Streuung sicherlich erheb-

lich grösser ist als in naturnormalen Beständen, muss vorläufig noch offen bleiben. Mit aller Wahrscheinlichkeit darf man aber doch annehmen, dass *die gleichen Kombinationen von Bestockungsmerkmalen auch für die Wirtschaftswälder geeignet sind.*

Anders in die gleiche Richtung weist die Methode, die bei der Bestimmung der relativen Genauigkeit der Bestände durch die Streuung der Werte der relativen Genauigkeit angewandt wurde. Diese Methode ist in der Literatur nicht bekannt. Die Streuung der Werte der relativen Genauigkeit ist ein Maß für die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Methode angewandt, um die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern zu untersuchen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern geringer ist als in naturnormalen Beständen. Dies ist auf die größere Streuung der Werte der relativen Genauigkeit in Wirtschaftswäldern zurückzuführen. Die Methode, die bei der Bestimmung der relativen Genauigkeit angewandt wurde, ist in der Literatur nicht bekannt. Die Streuung der Werte der relativen Genauigkeit ist ein Maß für die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Methode angewandt, um die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern zu untersuchen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern geringer ist als in naturnormalen Beständen. Dies ist auf die größere Streuung der Werte der relativen Genauigkeit in Wirtschaftswäldern zurückzuführen.

Die Methode, die bei der Bestimmung der relativen Genauigkeit angewandt wurde, ist in der Literatur nicht bekannt. Die Streuung der Werte der relativen Genauigkeit ist ein Maß für die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Methode angewandt, um die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern zu untersuchen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern geringer ist als in naturnormalen Beständen. Dies ist auf die größere Streuung der Werte der relativen Genauigkeit in Wirtschaftswäldern zurückzuführen. Die Methode, die bei der Bestimmung der relativen Genauigkeit angewandt wurde, ist in der Literatur nicht bekannt. Die Streuung der Werte der relativen Genauigkeit ist ein Maß für die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Methode angewandt, um die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern zu untersuchen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Genauigkeit der Bestimmung der Bestände in Wirtschaftswäldern geringer ist als in naturnormalen Beständen. Dies ist auf die größere Streuung der Werte der relativen Genauigkeit in Wirtschaftswäldern zurückzuführen.

ANHANG

1. Einige mit der Untersuchung verknüpfte allgemeine Aspekte

11. Über die Anwendungsmöglichkeiten der jetzt entwickelten Methode auf die heutigen Wälder

Das Kontrollmaterial der in diesem Teil der Untersuchung dargelegten Methode zur Messung der Bonität von Waldbeständen hat im Licht der an ihm durchgeführten Berechnungen gezeigt, dass seine Zusammensetzung sehr gut die an die Homogenität eines Kontrollmaterials zu stellenden Anforderungen erfüllt. Da diese naturnormalen Bestände ausserdem noch als charakteristische Vertreter eines jeden Typs ausgewählt worden waren, weichen sie als Standorte deutlich voneinander ab.

Andererseits darf man nicht vergessen, dass die Waldtypen, auch wenn sie möglichst rein sind, *nur durchschnittlich* auch hinsichtlich ihres Bonitätsmasses *voneinander abweichen*. Dies ist bei der Entwicklung der hier in Frage stehenden Bonitierungsmethode ein ganz besonders bedeutsamer Aspekt. Man muss dann jedoch den oben erwähnten Charakter der Waldtypen im Auge behalten, und darf den Typen der Probeflächen des Kontrollmaterials keinen weiteren Rahmen geben, als ihnen naturgemäss zusteht. Es ist ja klar, dass die Waldtypen in keiner Hinsicht scharf begrenzt sein können. Demnach ergibt es sich ganz von selbst, dass man eigentlich immer nur »gleitend« von einem Waldtyp zum andern übergehen kann, und dass in dieser Kette die reinen Vertreter der Typen nur einen ganz kleinen Teil ausmachen. Eine Tatsache ist es aber, dass gerade diese eindeutig »reinen« Standorte bestimmten Typs ausgesprochen in unseren heimischen Verhältnissen auch vom Standpunkt der Bonitierung bis auf weiteres eine ganz wesentliche Bedeutung haben.

Nun erhebt sich natürlich die Frage, ob alle anderen, vor allem unsere heutigen Wirtschaftsbestände, deswegen von der besprochenen Methode ausgeschlossen werden müssten, wodurch deren Wert selbstver-

ständig ausschlaggebend vermindert würde. Anderes für die direkte Anwendung dieser Methode geeignetes Material als die naturnormalen Bestände dürfte bei uns in genügender Menge noch nicht vorhanden sein, so dass also auf diesem Wege das Anwendungsbereich des Verfahrens sich kaum erweitern lässt.

Glücklicherweise sind die Möglichkeiten zum Auffinden einer Lösung aber damit noch nicht erschöpft. Am belangreichsten wäre es in diesem Sinne, wenn man eine ganz neue Masseinheit entwickeln könnte, eine Masseinheit, die man hinsichtlich der Variation der Struktur der Bestände auf eine Bestandesgesamtheit (Gesamtpopulation) mit möglichst weitem Rahmen anwenden könnte. Sofern diese Alternative sich nicht als möglich erweist, muss die Bonitierungsmethode in unseren Verhältnissen weiterentwickelt werden, ausgehend von naturnormalen Beständen. Es besteht nämlich kein Zweifel darüber, dass man auf diesem Wege zu einer mindestens befriedigenden Lösung kommen könnte, bis auch in unserem Land ein ausreichendes Dauerversuchsflächenmaterial zur Verfügung steht.

Obwohl man also direkt keine neuen Bonitierungsfunktionen bilden kann, scheint es doch durchaus möglich zu sein, und sogar noch nach verschiedenen alternativen Verfahren, allgemeine Bonitierungsfunktionen zu entwickeln, die hinsichtlich der Zuverlässigkeit der von ihnen ergebnen Bonitätsmasse verschiedener Stufe sind. Solche Funktionen wären dann ihrem Wesen nach zunächst *Näherungsfunktionen*. Ihr Anwendungsbereich und ihre Zuverlässigkeit werden natürlich umgekehrt proportional zueinander sein. Vielleicht könnte aber ihr Wirkungsbereich erweitert werden, jedenfalls so, dass er mindestens alle für regelmässig geltenden Bestände einschliesst. Wenn es sich um Bestände handelt, deren Struktur aussergewöhnlich unregelmässig ist, kann das Bonitätsmass natürlich nicht in der hier dargelegten Weise gemessen werden. Dann müssen zur Bestimmung der Bonität

irgendwelche ganz ausnahmsweise Methoden herangezogen werden, beispielsweise — so paradoxal es auch klingen mag — aufgrund der Waldtypen oder direkt anhand praktischer Erfahrungen.

Eine Voraussetzung für alles oben Gesagte ist es auf jeden Fall, dass zur Gewinnung eines das ganze Land betreffenden, einheitlichen Bildes von der Holzartenweisen Bonität der Bestände der verschiedenen Waldtypen alles erreichbare, naturnormale Bestände betreffende primäre Probeflächenmaterial gesammelt werden muss. Aufgrund hiervon wird man dann die auf der gleichen Masseinheit basierenden Bonitätsmasse und ihre Variationsgrenzen für einen möglichst grossen Teil von in verschiedenen Wachstumsverhältnissen entwickelten Beständen messen können. Dies erfordert natürlich nicht, dass dabei für sie nur eine einzige gemeinsame Bonitierungsfunktion gebildet würde; vielmehr könnte es solche je nach den Umständen ganz gut in willkürlicher Zahl geben. Ausschlaggebend für die Fortsetzung der Arbeit wäre es dagegen, dass aus einem möglichst weiten Gebiet sowohl aus gebietsweise zweckmässig verteilten sowie auch aus strukturell möglichst vielseitigen Bestandesarten gebildete Bonitierungsfunktionen zur Verfügung ständen. Auf einem solchen Material könnte man nämlich mit aller Wahrscheinlichkeit ein recht brauchbares und elastisches System von Näherungsfunktionen aufbauen, das man so lange anwenden könnte, bis das auf Wirtschaftsbeständen basierende Dauerversuchsflächen-Material so umfangreich und repräsentativ zur Verfügung steht, dass man darauf direkt ein neues, allgemeines Messungssystem der Bonität aufbauen könnte, das entweder auf dem jetzt entwickelten oder *ebensogut auf einem ganz neuen methodischen Prinzip fusst*.

Ausgangspunkt für die Näherungsfunktionen der Wirtschaftsbestände werden also auf jeden Fall in dieser oder jener Form die Bonitierungsfunktionen der naturnormalen Bestände und deren Bestockungs- sowie eventuell auch andere Bestandesmerkmale sein. Als Verfahren kommen viele verschiedene Alternativen in Frage, von denen die Heranziehung der aus der entsprechenden naturnormalen Bonitierungsfunktion berechneten Abweichungen am zweckmässigsten sein dürfte. Voraussetzung hierfür ist

natürlich, dass die Bestandesmerkmale in beiden Fällen hinsichtlich ihres strukturellen Prinzips völlig einander entsprechen.

So paradoxal es auch erscheinen mag, wenn es nicht gelingt, eine allgemeingültige Masseinheit zu konstruieren, wird man anfänglich bei der Entwicklung von Bonitierungsfunktionen für die Wirtschaftswälder gezwungen sein, die Waldtypen heranzuziehen, obwohl vorn schon festgestellt worden ist, dass sie wegen der grossen Streuung ihres Bonitätsmasses als einzige Grundlage der Bonitierung unzuverlässig sind. In der trivialsten Form könnte dies so geschehen, dass man beim Bilden der Bonitierungsfunktion bei jeder Probefläche als Ausgangswert des Bonitätsmasses des gleichen — auch regional — Typs dasjenige des betreffenden naturnormalen Bestandes im Rahmen seiner Variationsgrenzen in geeigneter Weise korrigiert. Sofern das Material gross genug ist, kann man voraussetzen, dass die durch das Verfahren bedingten einzelnen Verzerrungen genügend ausgeglichen werden, und dass die Methode mindestens bessere Resultate liefert als die auf der Bestimmung des Waldtyps oder eines einzigen Bestockungsmerkmals bloss nach dem Augenmass basierende Bonitierung.

Wenn man auf den oben angedeuteten Wegen eine Näherungsfunktion bilden will, muss ganz besonders darauf geachtet werden, wieviele hinsichtlich ihrer Bestockung abweichende Bestände mitgenommen werden. Kurz gesagt, die Wirkung der Abweichungen macht sich im Prinzip der kleinsten Quadratsumme entsprechend geltend, was bedeutet, dass die in der betreffenden Probefläche enthaltene Verzerrung auf die Bonitierungsfunktion mit der dem Quadrat der betreffenden Grösse entsprechenden Intensität einwirkt.

12. Über die Bestimmungsweise einiger Bestandesmerkmale

Was die Bestockungsmerkmale des Kontrollmaterials betrifft (s. S. 7), so hat sich im Zusammenhang mit den Berechnungen erwiesen, dass sie in der jetzt angewandten Form tatsächlich gut ihrem Anteil an der Bonität entsprechen. Die Frage von der Beschaffenheit der Merkmale betrifft zuvörderst solche, die in Form von Mittelwerten

auftreten, zunächst der Mitteldurchmesser und die Mittelhöhe. Ferner ist in solchen, ihrer Ausdrucksweise nach erwägungsmässigen Merkmalen auch das Alter des Bestandes enthalten: es tritt im Kontrollmaterial ganz naturgemäss in Form des am Stumpf gemessenen wirklichen Alters auf, aber seine Ausdrucksform in andersartigen Verhältnissen kann schon eine andere Grundlage haben. Es ist klar, dass sie alle in den Wirtschaftswäldern aus ganz anderer Sicht zu betrachten sind.

Weil dieser Umstand hinsichtlich der Genauigkeit des Bonitätsmasses eine entscheidende Bedeutung hat, werden im folgenden diese Fragen ausgesprochen im Hinblick auf die Bonitierungsmethode diskutiert. Ohne weiters ist es klar, dass alle in eine bestimmte Bonitierungsmethode einbezogenen Merkmale in allen ihren Phasen einander entsprechen müssen.

1. Der ausschlaggebendste Faktor (vgl. S. 11 und 22) in der hier dargelegten funktionsförmigen Messmethode der Bonität ist das *Alter* des Bestandes. Gerade deswegen müsste diesbezüglich eine Lösung gefunden werden, die möglichst weitgehend sowohl die subjektive Erwägung als auch alle anderen Unsicherheitsfaktoren aus der Altersbestimmung ausschliessen könnte. Für die Bestimmung des Alters des Bestandes kommt ein zweiphasiges Verfahren in Frage: zuerst wird das Alter an einer ausreichenden Zahl einzelner Bäume bestimmt und danach anhand von diesen das (durchschnittliche) Alter des ganzen Bestandes. In beiden Phasen werden jedoch schon in den wissenschaftlichen Untersuchungen, von der praktischen Tätigkeit ganz zu schweigen, viele verschiedene, nicht selten auf subjektiver Erwägung beruhende Verfahren befolgt.

Deswegen müsste, ausgesprochen für die wissenschaftliche Praxis, eine klare und eindeutige Bestimmungsweise des Alters entwickelt werden. Die Frage ist aber so kompliziert, dass sie einer Untersuchung für sich wert wäre. Aufgrund seiner eigenen Erfahrung schlägt der Autor die Bestimmung als *Brusthöhenalter* vor, d.h. nach den in Brusthöhe gezählten Jahresringen. Diese Altersproben sollten in Form einer objektiven Stichprobemethode aufgrund der Stammverteilung genommen werden, wonach das Alter des ganzen Bestandes als auf geeignete

Weise gewichteter Mittelwert dieser Einzelmessungen bestimmt werden könnte. Es soll ausdrücklich hervorgehoben werden, dass das Obengesagte nur als ein das Wesen des Verfahrens beleuchtendes Beispiel gedacht ist, das noch Untersuchungen erfordert. Sehr wichtig wäre es allerdings, dass das Verfahren in allen Fällen das gleiche wäre. Die Anwendung des Brusthöhenalters wäre noch besonders dadurch gerechtfertigt, dass die ausschlaggebenden Altersunterschiede der einzelnen Bäume fast ausnahmslos im Anfangsstadium der Entwicklung der Bestände zustandekommen. Sofern bei Hiebsatz- und anderen entsprechenden Berechnungen das ganze Bestandesalter vorausgesetzt würde, entspräche ein nach nötigen Forschungen subjektiv erwogener Zusatz zum Brusthöhenalter schon gut dem Zweck (vgl. z. B. VUOKILA 1956).

2. Für besonders bedeutsam wird die *Höhe* als Bonitätsmerkmal des Bestandes angesehen. Unabhängig davon, welche Bedeutung man diesem Merkmal gibt, ist seine objektive und zweckmässige Bestimmung eine erstrangige Angelegenheit. Es ist ungewiss, ob irgendeines von den heute zur Verfügung stehenden Höhenmerkmalen genügend objektiv für Bonitierungszwecke ist, insbesondere wenn es sich um einen unregelmässig entwickelten Bestand handelt. Das Höhenmerkmal, das den Bestand in dieser Hinsicht beschreiben soll, müsste unbedingt möglichst unabhängig von der Struktur des Bestandes sein, insbesondere von seinen Ungleichmässigkeiten, ehe man es wirklich effektiv für die Bonitierung ausnützen könnte. In dieser Hinsicht müsste wenigstens bei uns in Finnland eine sorgfältige Klärung dieser Frage durchgeführt werden, ehe man daran geht, Bonitierungsfunktionen für Wirtschaftswälder zu entwickeln.

3. Was die Bestimmungsweise des den mittleren *Durchmesser* betreffenden Bestandesmerkmals betrifft, so treten hier im Prinzip die gleichen Probleme hervor wie auch bezüglich der Höhe. Die Frage ist hier jedoch nicht so «kritisch», und die für die Praxis beste Lösung ist ganz offensichtlich in den bereits dargelegten Bestimmungsweisen des mittleren Durchmessers zu finden. Andererseits wäre es allerdings sicherlich von Vorteil, wenn sowohl die Höhen- wie die Durchmessermerkmale auf dem gleichen

Grund aufgebaut werden könnten, weil dadurch die Bedeutung beider für die Messung der Bonität vermehrt würde.

2. Die zweckmässige Struktur der Bonitierungsfunktion im Licht des Kontrollmaterials

In der vorliegenden Untersuchung wird die Bonitierfunktion in einer Form angewandt, die ausser den Zeitfaktoren (x_1 , x_2) alle diejenigen Gütefaktoren (Bestockungsmerkmale) enthält, die aus dem Kontrollmaterial erhältlich waren. Dies war eine natürliche Lösung, weil auf diese Weise zu klären versucht werden konnte, wie viele und welche Bestockungsmerkmale in eine Bonitierfunktion genommen werden müssten, die in der Praxis ein genügend exaktes Bonitätsmass liefert. Die für diesen Zweck erforderlichen Analysen konnten somit auf mehreren verschiedenen Wegen ausgeführt werden. Eine derartige Analyse betrifft natürlich in dieser Phase nur naturnormale Bestände, aber ganz offensichtlich werden vermutlich die gleichen Grundlagen auch auf andersartige Wälder, zumindest auf regelmässige Bestände anwendbar sein. Ob für Wirtschaftswälder und insbesondere für strukturell mehr oder weniger unregelmässige Bestände ausserdem noch andere Bestandesmerkmale berücksichtigt werden müssen, muss selbstverständlich durch weitere, vielleicht sogar gründliche Untersuchungen geklärt werden. Sofern *brauchbares Material* und eine für den Zweck *geeignete Messeinheit* des Bonitätsmasses zur Verfügung steht, dürfte sich auch dann auf der hier dargelegten Grundlage relativ un schwer eine brauchbare Funktionsform aufbauen lassen. Was die verschiedenen Bestandesarten im allgemeinen betrifft, sind die ursprünglich regelmässig entwickelten, eine eigene Bonitierfunktion bildenden Mischbestandesarten wenigstens in den meisten Fällen offenbar unabhängig vom Verhältnis zwischen den Holzarten. In den Vereinigungsfunktionen dagegen können sie, abhängig von der jeweils befolgten Vereinigungsweise, ihre Bedeutung haben.

Was die *Zeitfaktoren* anbelangt, so dürfte die Anwendung von zwei Altersvariablen in ziemlich weitem Rahmen dafür ausreichen,

den zu bonitierenden Bestand mit solcher Genauigkeit ins Bonitätsalter zu übertragen, dass es den an die Genauigkeit des Bonitätsmasses zu stellenden Anforderungen ganz befriedigend entspricht. Eine Frage für sich sind hinwieder die unregelmässigen Bestände: hier kann ein dritter Zeitfaktor in Frage kommen, aber ebenso möglich ist es, dass man zum entsprechenden Ergebnis kommt, indem man anstelle des dritten Zeitfaktors irgendwelche deren Unregelmässigkeit beschreibende Bestandesmerkmale anwendet. Dies ist jedoch eine so komplizierte Frage, dass ihre befriedigende Klärung zweifelsohne gründliche Untersuchungen erfordert.

Was die Gütefaktoren, d.h. die *Bestockungsmerkmale* betrifft, so kann man mit Recht von der Tatsache ausgehen, dass die naturnormalen Bestände einen zuverlässigen Ausgangspunkt auch für die Gütefaktoren abgeben, die in die Bonitierfunktionen aller anderen Bestandesarten einbezogen werden sollen. Eine ganz andere Frage ist es, ob sie auch den Ausgangspunkt für verschieden beschaffene Bestockungsmerkmale bieten, oder ob diese auf eine andere Grundlage basiert werden müssten. Alle diese Fragen müssen mit genügender Sorgfalt untersucht werden, damit in jedem einzelnen Falle beim Konstruieren der Bonitierfunktion die effektivste Strukturform betreffs der Bestockungsmerkmale einbezogen wird.

Alle mit naturnormalen Beständen durchgeführten Berechnungen, insbesondere die diesbezügliche Faktorenanalyse, weisen darauf hin, dass die zweckmässige Anzahl von Bestockungsmerkmalen beim Bilden der Bonitierfunktion *drei* ist. Vor allem die durch Vereinigung der Funktionen der verschiedenen Holzarten ausgeführten t-Testanalysen zeigen, dass wenigstens in naturnormalen Beständen diese drei Bestockungsmerkmale folgende sind:

- Stammzahl (N)
- Grundfläche (G)
- Mittelhöhe (H).

Die Unterschiede den weggelassenen Bestockungsmerkmalen (Kubikmasse V und Mitteldurchmesser D) gegenüber sind so deutlich, dass in dieser Hinsicht kein Zweifel besteht. Als Mittelhöhe wurde in dieser

Untersuchung der auf der einfachen Stammzahl fussende Mittelwert angewandt. Beim Bilden einer Bonitierungsfunktion für Wirtschaftswälder kann sich die Frage natürlich ganz anders gestalten.

Das Ziel müsste dabei auch sein, für den Höhenwert eine Kennzahl zu entwickeln, die möglichst unabhängig wäre von der Struktur des Bestandes. Je mehr nämlich ein Bestand von dem in naturnormaler Weise entwickelten Bestand abweicht, umso mehr weicht auch ein solcher direkt auf der Stammzahl fussender Wert von dem entsprechenden Wert eines naturnormalen Bestandes ab. Wenn man wieder die Oberhöhe als Bestandesmerkmal anwendet, macht sich die Verschiedenheit der Bestandsstruktur noch viel empfindlicher geltend. Die richtige Wahl des Höhenmerkmals der von den naturnormalen Wäldern abweichenden Bestände ist offenbar die ausschlaggebendste Frage bei der Bildung der betreffenden Bonitierungsfunktion.

In regelmässigen, geschlossenen Beständen ist weder die Stammzahl noch die Grundfläche ein eigentliches Problem. Ein solches kommt erst zustande, wenn der Bestand strukturell weitgehend von einem regelmässigen Bestand abweicht. Die Abweichungen sind dann so gross, dass sie in den betreffenden Beständen eine auch in der Praxis bedeutsame Verzerrung mit sich

bringen. Solange sich diese Wirkung auf irgendwelche Weise eliminieren lässt, können rechnerisch auch die erforderlichen Berichtigungen bewerkstelligt werden. Wann diese Grenze überschritten wird, bleibt letzten Endes stets der Erwägung überlassen. Sorgfältige Erwägung führt sicherlich öfter zu einem zuverlässigeren Bonitätsmass als die bloss auf der Struktur des Standortes vorgenommene Schätzung. Dieser Umstand sollte nie ausser acht gelassen werden.

Die ursprünglichen Aspekte sind von einem relativ kleinen naturnormalen Material ausgegangen. Wenn man zu andersgearteten, auf genügendem Material fussenden, auch regelmässigen Beständen, also zuvörderst zu Wirtschaftswäldern übergeht, ergeben sich sicherlich viele neue Probleme, die in der vorliegenden Untersuchung noch nicht hervorgetreten sind. Zuvörderst die hinsichtlich ihrer Entwicklung ganz regellosen Wälder sind immer noch ein Problem für sich.

Man braucht jedoch nicht daran zu zweifeln, dass die Grundlage, die das Kontrollmaterial dieser Untersuchung für die Entwicklung von Bonitierungsverfahren abgegeben hat, als Ausgangspunkt brauchbar wäre, sofern man nur beim Entwickeln der Methoden auch die von andersartigen Wäldern gestellten, besonderen Anforderungen in Betracht zieht.

SCHRIFTTUM

- ILVESSALO, Y. 1920: Metsätyyppien taksatoorisesta merkityksestä (Deutsches Referat). — Acta Forest. Fenn. 15.
- » — 1950 Metsänarvioiminen. — Porvoo.
- KANGAS, Y. 1968: Beschreibung des Wachstums der Bäume. — Acta Forest. Fenn. 90.
- » — 1976: Die Messung der Bestandesbonität. 1. und 2. Teil Theoretische Grundlagen. — Acta Forest. Fenn. 152.
- LAPPI-SEPPÄLÄ, M. 1930: Untersuchungen über die Entwicklung gleichaltriger Mischbestände aus Kiefer und Birke, basiert auf Material aus der Südhälfte von Suomi (Finnland). — Commun. Inst. Forest. Fenn. 15.
- LIENERT, G. A. 1962: Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. — Meisenheim am Glan.
- LIHTONEN, V. 1959: Metsätalouden suunnittelu ja järjestyly. — Porvoo.
- PESCHEL, W. 1938: Die mathematischen Methoden zur Herleitung der Wachstumsgesetze von Baum und Bestand und die Ergebnisse ihrer Anwendung. — Thar. Forstl. Jahrb. 89.
- SACHS, H. 1969: Statistische Auswertungsmethoden. Zweite Auflage. — Berlin.
- VUOKILA, Y. 1956 Etelä-Suomen hoidettujen kuusikoiden kehittymisestä. — Commun. Inst. Forest. Fenn. 48.
- WEBER, E. 1961: Grundriss der biologischen Statistik. — Jena.

Seloste:

METSIKÖN BONITEETIN MITTAAMINEN

3. OSA

Luvun 1 johdannon jälkeen on luvussa 2 selostettu kontrollimateriaali, jota tutkimuksessa on sovellettu. Sellaisena on tässä tapauksessa käytetty ILVESSALON (1920) puhtaiden metsiköiden ja LAPPI-SEPPÄLÄN (1930) mänty-koivu-sekametsiköiden luonnonnormaaleja aineistoja. Näistä on esitetty kaikki tarpeelliseksi katsotut tiedot ja ne puustotunnukset, jotka bonitointifunktiossa tulevat kysymykseen, sekä näiden laskennalliset symbolit. Nämä puustotunnukset ovat runkoluku, keskiläpimitta, pohjapinta-ala, keskipituus ja kuutiomäärä.

Luvussa 3 on ILVESSALON aineistolla tämän jälkeen suoritettu täysin puhdistettuihin korrelaatiokertoimiin perustuvia faktorianalyysyjä, joiden oleellisin tulos on se, että *puustotunnukset on jaettava kolmeen faktoriin*, ennenkuin metsiköiden puustotekijöistä johtuvat vaikutukset pääsevät riittävästi esille luotettavaa boniteettimäärää ajatellen. Analyysit osoittavat edelleen selvästi, että *keskipituutta voidaan kyllä pitää eräänlaisena metsikön hyvyuden yleistunnuksena, mutta yksin se ei pysty luotettavasti kuvaamaan metsikön hyvyttä kokonaisuudessaan*.

Tämän jälkeen on aineisto luvussa 4 ryhmitelty tekijän aikaisemmin esittämien perusteiden mukaan (KANGAS 1976) puulajista riippuen 4–5 ryhmään, jotka puustotunnustensa puolesta ovat mahdollisimman homogeenisiä. Luvussa 5 on selostettu kehitysfunktiolle käytettyä muotoa, jossa kunkin puustotunnuksen logaritmiselle arvolle on selittävinä muuttujina käytetty puun iän ja tämän logaritmin yhdistelmää. Koelaskelmissa saavutettujen tulosten valossa voidaan tällaista funktiomuotoa pitää tarkoitukseensa erittäin sopivana.

Luvussa 6 varsinaista bonitointifunktiota muodostettaessa lähtöarvon muodostaa jo aiemmin selostetulla tavalla (KANGAS 1976) tällöin tulo, jossa kuutiomäärä ilmaisee metsikön kokonaistuoton ja keskiläpimitta omasta puolestaan tietyllä tavalla kuvaa puuston suhteellista arvoa. Jotta lopullinen bonitointifunktio saataisiin toimimaan, ovat alkuperäiset kuutiomäärien ja keskiläpimittojen arvot korvattu aiemmin (KANGAS 1976) esitetyn periaatteen pohjalta niiden riippuvuusfunktioilla. Tämä menettely ei mitenkään vaikuta boni-

tointifunktiolla saatavien boniteettimäärien luotettavuuteen, koska se periaatteessa ei ole välittömässä riippuvuussuhteessa niihin. Bonitointi-ikä on käytetty — lähinnä koivua ajatellen — 80 vuotta. Boniteettimäärät on tuloksissa ilmaistu sekä alkuperäisinä logaritmisina että niitä vastaavina todellisina (antilogaritmisina) arvoina. Koska kehitysfunktiot ovat luonteeltaan logaritmisia, johtaa se bonitointifunktion yleisen periaatteen mukaan siihen, että *lopullinen bonitointifunktio on luonteeltaan logaritminen*.

Luvussa 7 esitetään aluksi kontrolliaineistolla saadut bonitointifunktiot ja tarkastellaan eräitä niihin liittyviä testiarvoja. Regressiokertoimien t-arvoissa käy havainnollisesti ilmi iän ratkaiseva merkitys bonitointifunktion arvolle. Toisaalta tämä aiheuttaa sen, että puustotunnusten t-arvot eivät tule todellisuutta vastaavina esille, minkä vuoksi niiden todellinen merkitys ei tässä yhteydessä tule luotettavasti esille. Selvitysasteita voidaan pitää varsin hyvinä. Männyen arvon alhaisuus kuuseen ja koivuun verrattuna johtuu yksinkertaisesti sen muita paljon suuremmasta aineistosta ja samalla sen kasvupaikkajakaantumana niitä paljon suuremmasta laajuudesta. Mänty-koivu-sekametsikön muita metsikkölajeja selvästi alhaisempaa selvitysastetta voidaan ilmeisesti pitää sekametsiköille luonteenomaisena piirteenä. Tämä ei kuitenkaan mitenkään vaikuta niille määritettyjen funktioiden antamien boniteettimäärien luotettavuuteen. Tämä voidaan todeta hajontakertoimesta, joka on samaa suuruusluokkaa kuin puhtaissakin metsiköissä. Vielä osoittavat testiarvot, että kaikkien viiden puustotunnuksen mukaan ottaminen lisää merkitsevästi funktioiden antamien boniteettimäärien luotettavuutta. Kysymys erikseen on, kun ottaa huomioon funktion vastaavan laajentumisen ja tästä aiheutuvan tunnusten mittaamistyön lisääntymisen, vastaako tämä kuitenkin enää sen antamien lisää tulosten tarkkuudessa. Lopuksi osoittavat suoritettut testit, että bonitointifunktioissa kolmannen ikätekiän mukaan ottaminen ei luonnonnormaaleissa metsiköissä vastaa tarkoitustaan.

Luvussa 8 tarkastellaan eri metsätyyppien boniteettimääriä. Kuvasta ja vastaavista laskelmista käy hyvin selvästi esille, että *metsätyypit tyyppilli-*

sinä edustavat keskimäärin oletettuna boniteetillään selvästi toisistaan poikkeavia hyvyytasoja. Kun bonitoinnissa kulloinkin on kysymys yksittäisestä metsiköstä, muodostaa kuitenkin tyypeittäinen hajo-*nta sen ratkaisevan tekijän*, joka metsikön boniteettimäärän ja metsätyypin välisen suhteen viime kädessä määrää. Tässä suhteessa ilmenee tyyppien heikkous, sillä jokainen niistä tyyppillisessäkin aineistossa, kuten ILVESSALOLLA (1920), vaihtelee tässä suhteessa hyvin laajoissa puitteissa. Kun tähän vielä tulee mukaan tyyppien liukuva muuttuminen, ei metsätyyppejä ainakaan yksinomaisesti voida pitää metsikköboniteetin tunnuksena. Kysymys kasvupaikan boniteetistä on taas aivan eri asia; siinä metsätyypit riittävän yksityiskohtaisiksi kehitettyinä saattavat hyvin yksin riittää oikean puulajiyhdistelmän valitsemiseen asianomaiselle kasvupaikalle.

Luvussa 9 tarkastellaan boniteettimäärien luokittaista jakaantumista edellyttämällä ILVESSALON aineisto hypoteettiseksi populaatioksi, joka täyttää näytteen otolle asetettavat tilastolliset vaatimukset. Suoritettaessa vertailu tasavälisen luokituksen ja luonnollisen (taksometrisen) ryhmittelyn välillä, osoittautuu jälkimmäinen hyvin selvästi paremmaksi siten, että metsiköiden jakaantuminen eri luokkiin muodostuu monin verroin tasaisemmaksi. Boniteettimäärien ryhmittymisen boniteettiluokittain, joka tulee esille sivulla 27 olevassa kuvassa, jakautuvat kullakin metsätyypillä niin laajalle kasvupaikkavälille, että eräissä tapauksissa samaan luonnottomuuden boniteettiluokkaan sisältyy metsiköitä jopa neljästä metsätyypistä. Tämä sama tosiasia pätee yhtä hyvin alkuperäisen logaritmisien funktion antamien kuin niitä vastaavien todellisten (antilogaritmisien) arvojenkin suhteen.

Luvussa 10 käsitellään sekametsiköiden boniteetin mittaamista. Aluksi tarkastellaan aikatekijöiden vaikutusta, jossa iän logaritmin neliö (t^2) osoittautuu eri puulajien välillä ratkaisevasti merkittävimmäksi. Puustotekijöistä taas, kun niistä on aikatekijän vaikutus eliminoitu, osoittautuu runkoluku selvimmän puulajeittaisesti merkittäväksi. Lähinnä sitä on pohjapinta-ala, joka myöskin yhdessä runkoluvun kanssa lähinnä muodostaa tärkeimmän puulajeittaisen vaihteluryhmän. Sama tulos tulee esille suoritettaessa koko aineistolle regressioanalyysi siten, että laskenta tapahtuu pitämällä siinä kaikkien puulajien kaikki puustotunnukset toisistaan erillisinä. Suoritettaessa koko aineistolle näin valikoiva analyysi, käy ilmi, että kuutiomäärä ja keskiläpimitta ovat kontrolliaineiston puustotunnuksista ne, jotka ensi sijassa voidaan jättää pois. Näin päädytäänkin faktoriana-

lyysin edellyttämän kolmen puustotunnuksen soveltamiseen.

LAPPI-SEPPÄLÄN aineiston sekametsiköstä saatavalle kuralle on oleellista se, että sen metsikön boniteettimäärä on täysin rinnastettavissa puhtaisiin metsiköihin, ja asetettu luonteensa mukaisesti männyn ja koivun välille. Lisäksi on tarkasteltu eräitä sille kehitettyjä funktioita ILVESSALON aineiston pohjalla. Näiden voidaan todeta yllättävän hyvin vastaavan alkuperäisen funktion arvoja, mikä seikka käytäntöä ajatellen on varsin huomionarvoinen. Kokonaisuutena viittaavat tulokset siihen, että sekametsikkö voidaan bonitoinnissa siis pitää täysin itsenäisenä, ja rinnastaa puhtaisiin metsiköihin, kunhan sitä varten on vain olemassa riittävä havaintoaineisto käytettävissä. Toisaalta voidaan niille myöskin johtaa ainakin tyydyttävästi puhtaiden metsiköiden arvoista likiarvoiset bonitointifunktiot.

Luvussa 11 on käsitelty approksimaatiofunktioita, joilla käytännön tehtävissä voi olla merkittävyyttä. Yhden tunnuksen likiarvofunktiona ei edes keskipituuden perustuva funktio laskelmissa saatujen tulosten valossa yksin riitä luotettavuutensa puolesta boniteettimääräksi, vaan mukaan on otettava vähintään toinen puustotunnus. Merkille pantavaa onkin, että jo tällöin varsin huomattava osa kaikista mahdollisista puustotunnuskombinaatioista näyttää tarjoavan pohjan ainakin välttävälle likiarvoille. Kuitenkin vain pohjapinta-ala ja keskipituuden yhdistelmä on ilmeisesti sellainen, että sen pohjalle olisi mahdollista rakentaa todella käyttökelpoinen kahden puustotunnuksen funktio. Vasta kolmas tunnus näyttää muodostavan rakentavan pohjan niin tarkoilta approksimaatiofunktioille, että niiden pohjalla on kehitettävissä useampia todella käyttökelpoisia funktioita. Näistä runkoluku, pohjapinta-ala ja keskipituus näyttävät parhaiten muodostavan sellaisen kokonaisuuden, että sen voidaan jopa katsoa riittävän täydellisen funktion muodostamiseen. Vaikka nimittäin kahden muun tunnuksen lisääminen teoreettisesti kohottaakin vielä merkittävästi funktion selvitystehoa, on tällä kokonaisuuden kannalta siksi vähäinen merkitys, ettei niiden mukaanotto enää vastaa tarkoitustaan.

Kaikki luonnollisilla metsiköillä suoritettavat laskelmat, aivan erityisesti niitä koskeva faktorianalyysi viittaavat siis siihen, että kontrolliaineistossa tarkoituksenmukainen puustotunnusten luku bonitointifunktiota muodostettaessa on kolme. Eri puulajien funktioiden yhdistämisellä suoritettavat t-testianalyysit erityisesti osoittavat, että ainakin

luonnonnormaaleissa metsiköissä seuraavat kolme puustotunnusta tulevat kuulumaan bonitointifunktion:

- metsikön runkoluku (N),
- metsikön pohjapinta-ala (G) ja
- metsikön keskipituus (H).

Ero poisjäävään keskiläpimittaan (D) on niin selvä, ettei sen suhteen ole aihetta epäilyksiin. Sen sijaan talousmetsissä saattaa pohjapinta-alan ja kuutiomäärän välillä ero muodostua vähäiseksi, ehkäpä päinvastaiseksikin. Keskipituus on tässä tutkimuksessa perustunut yksinkertaisesti runkolukuun. Talousmetsille bonitointifunktioita muodostettaessa saattaa kysymys tässäkin suhteessa sen sijaan olla toinen, johonkin muuhun pituustunnuksen perustavana tehokkaampi.

Tutkimuksessa on lopuksi käsitelty eräitä yleisiä näkökohtia, joita se on tuonut esille silmällä pidettäessä bonitointijärjestelmien kehittämistä nykyisille, pääosalta luontaisesti syntyneille ja kehittyneille talousmetsille.

Ensimmäisenä tulee tällöin esille metsiköiden iän soveltaminen boniteettia mitattaessa. Ottaen huomioon niiden nimenomaan nuoruusvaiheessa erilaisen synty- ja kehitystavan, tuntuisi tarkoituksenmukaiselta, että metsiköiden *bonitointi* perustuu *rinnankorkeusikään*. Tämä periaate soveltuu samalla viljelymetsiin ja on ilmeisesti yleisestikin kannon korkeudelta mitattua ikää luotettavampi ja oikeampaan tulokseen johtava.

Todella käytäntöön sopivan nykymetsiin soveltuvan bonitointifunktion muodostamiselle on kaikkein ratkaisevinta, että onnistutaan kehittämään sopiva mittayksikkö. Tämä on tekijän käsityksen mukaan täysin mahdollista. Vaihtoehtoja siihen löytyy varmasti useampia. Menetelmän yksityiskohtainen kehittäminen vaatii siihen soveltuvaa kontrolliaineistoa, jota meillä kyllä onkin jo käytettävissä. Lisäksi se edellyttää riittävän laajoja koelaskelmia ja eri vaihtoehtojen tutkimista, jotta lopulliset funktiot todella vastaisivat tarkoitustaan.

Ensimmäisenä tavoitteena tällöin olisi löytää keskipituudelle tunnusluku, joka olisi mahdollisimman riippumaton metsikön rakenteesta. On

otettava huomioon, että mitä enemmän jokin met-sikkö poikkeaa luonnonnormaalilla tavalla kehittyneestä metsiköstä, sitä enemmän poikkeaa siitä myös yksinkertainen runkolukuun perustuva keskipituus. Käytettäessä valtapituutta metsikkötunnuksena tuntuu siinä metsikkörakenteen erilaisuus vielä paljon herkemmin. Luonnonnormaaleista metsistä poikkeavien metsiköiden pituustunnuksen onnistunut ratkaisu onkin ehkä olennaisin kysymys asianomaista bonitointifunktiota kehitettäessä. Säännöllisissä, täystiheissä metsiköissä ei runkoluku yhtä vähän kuin pohjapinta-alakaan muodosta varsinaista ongelmaa. Tällainen muodostuu vasta, kun metsikkö rakenteeltaan suuresti poikkeaa täysin säännöllisestä metsiköstä, jolloin poikkeamat alkavat olla sitä suuruusluokkaa, että ne asianomaisissa metsiköissä tuovat mukanaan todella käytännössäkin merkitsevän harhaisuuden. Niin kauan kuin voidaan tavalla tai toisella tämän vaikutus eliminoida, voidaan niihin laskennallisesti myös saada aikaan tarpeelliset korjaukset. Milloin tämä raja sivuutetaan, jää se aina viime kädessä harkinnan varaan. Tästä eteenpäin huolellisesti suoritettu harkinta johtaa varmaankin useimmin luotettavampaan boniteettimäärään kuin yksinomaan kasvupaikan rakenteeseen perustuva boniteettimäärän arvioiminen. Tämä seikka on aina syytä pitää mielessä.

Edellä esitetyt näkökohdat ovat lähteneet ver-raten suppean luonnonnormaalin aineiston pohjalta. Kun siirrytään riittävään aineistoon perustuvaan toisenluontoisiin säännöllisiin metsiköihin, siis lähinnä talousmetsiin, tulee tällöin vastaan epäilemättä varmaankin monia uusia ongelmia, joita nyt kysymyksessä olevassa tutkimuksessa ei vielä ole tullut esille. Lähinnä pohjoisten alueitten kehitykseltään säännöttömästi vaihtelevat metsät muodostavat tällaisia lisäongelmia.

Ei kuitenkaan ole mitään syytä epäillä, että se pohja, jonka tämän tutkimuksen kontrolliaineisto on bonitointimenetelmien kehittämiseksi antanut, on *lähtökohdana täysin käyttökelpoinen*. Menetelmiä kehitettäessä on vain otettava huomioon ne vaatimukset, jotka toisenluontoiset metsät bonitoinnille asettavat.

1977. Die Messung der Bestandesbonität. 3. Teil: Ein für das Kontrollmaterial entwickeltes, auf Bestockungsmerkmalen gründendes Bonitierungsfunktionsmodell (Measurements of the potential stand goodness. 3. Vol.: A model of potential stand goodness applied to a set of sample data). ACTA FORESTALIA FENNICA 160. 52 pp. Helsinki.

In this part of the research project, factor analysis based on the regression coefficients between stand characteristics is carried out initially using a set of sample data. The results show that the mean height is the most important goodness characteristic, although if reliable results are to be obtained then at least two other stand characteristics must be included. In order to measure the value of the goodness characteristic, sufficient goodness functions are then formed and their properties examined. The goodness functions of different forest site types are then examined. On average, they clearly differ from each other as regards the amount of goodness. However, the great variation within forest site types makes it an unsatisfactory basis for determining the goodness of a stand. A goodness classification is also carried out by applying cluster analysis to the classes. The determination of the goodness of mixed stands is also examined and they are found to be fully comparable to pure stands as long as they have their own sample data.

Author's address: University of Helsinki, Unioninkatu 40 B, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

1977. Die Messung der Bestandesbonität. 3. Teil: Ein für das Kontrollmaterial entwickeltes, auf Bestockungsmerkmalen gründendes Bonitierungsfunktionsmodell (Measurements of the potential stand goodness. 3. Vol.: A model of potential stand goodness applied to a set of sample data). ACTA FORESTALIA FENNICA 160. 52 pp. Helsinki.

In this part of the research project, factor analysis based on the regression coefficients between stand characteristics is carried out initially using a set of sample data. The results show that the mean height is the most important goodness characteristic, although if reliable results are to be obtained then at least two other stand characteristics must be included. In order to measure the value of the goodness characteristic, sufficient goodness functions are then formed and their properties examined. The goodness functions of different forest site types are then examined. On average, they clearly differ from each other as regards the amount of goodness. However, the great variation within forest site types makes it an unsatisfactory basis for determining the goodness of a stand. A goodness classification is also carried out by applying cluster analysis to the classes. The determination of the goodness of mixed stands is also examined and they are found to be fully comparable to pure stands as long as they have their own sample data.

Author's address: University of Helsinki, Unioninkatu 40 B, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

1977. Die Messung der Bestandesbonität. 3. Teil: Ein für das Kontrollmaterial entwickeltes, auf Bestockungsmerkmalen gründendes Bonitierungsfunktionsmodell (Measurements of the potential stand goodness. 3. Vol.: A model of potential stand goodness applied to a set of sample data). ACTA FORESTALIA FENNICA 160. 52 pp. Helsinki.

In this part of the research project, factor analysis based on the regression coefficients between stand characteristics is carried out initially using a set of sample data. The results show that the mean height is the most important goodness characteristic, although if reliable results are to be obtained then at least two other stand characteristics must be included. In order to measure the value of the goodness characteristic, sufficient goodness functions are then formed and their properties examined. The goodness functions of different forest site types are then examined. On average, they clearly differ from each other as regards the amount of goodness. However, the great variation within forest site types makes it an unsatisfactory basis for determining the goodness of a stand. A goodness classification is also carried out by applying cluster analysis to the classes. The determination of the goodness of mixed stands is also examined and they are found to be fully comparable to pure stands as long as they have their own sample data.

Author's address: University of Helsinki, Unioninkatu 40 B, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

1977. Die Messung der Bestandesbonität. 3. Teil: Ein für das Kontrollmaterial entwickeltes, auf Bestockungsmerkmalen gründendes Bonitierungsfunktionsmodell (Measurements of the potential stand goodness. 3. Vol.: A model of potential stand goodness applied to a set of sample data). ACTA FORESTALIA FENNICA 160. 52 pp. Helsinki.

In this part of the research project, factor analysis based on the regression coefficients between stand characteristics is carried out initially using a set of sample data. The results show that the mean height is the most important goodness characteristic, although if reliable results are to be obtained then at least two other stand characteristics must be included. In order to measure the value of the goodness characteristic, sufficient goodness functions are then formed and their properties examined. The goodness functions of different forest site types are then examined. On average, they clearly differ from each other as regards the amount of goodness. However, the great variation within forest site types makes it an unsatisfactory basis for determining the goodness of a stand. A goodness classification is also carried out by applying cluster analysis to the classes. The determination of the goodness of mixed stands is also examined and they are found to be fully comparable to pure stands as long as they have their own sample data.

Author's address: University of Helsinki, Unioninkatu 40 B, SF-00170 Helsinki 17, Finland.

ACTA FORESTALIA FENNICA

EDELLISIÄ NITEITÄ — PREVIOUS VOLUMES

- VOL. 146, 1975. SEPPÖ KELLOMÄKI.
Forest Stand Preferences of Recreationists. Seloste: Ulkoilijoiden metsikköarvostukset.
- VOL. 147, 1975. SEPPÖ KELLOMÄKI and VARPUN-LEENA SAASTAMOINEN.
Trampling Tolerance of Forest Vegetation. Seloste: Metsäkasvillisuuden kulutuskestävyys.
- VOL. 148, 1975. PENTTI ALHO
Metsien tuoton alueellisista eroista Suomessa. Summary: Regional Differences in Forest Returns within Finland.
- VOL. 149, 1975. TAUNO KALLIO.
Peniophora Gigantea (Fr.) Masee and Wounded Spruce (*Picea abies* (L) Karst.) Part II. Seloste: Peniophora gigantea ja kuusen vauriot osa II.
- VOL. 150, 1976. LEO HEIKURAINEN ja JUKKA LAINE.
Lannoituksen, kuivatuksen ja lämpöolojen vaikutus istutus- ja luonnontaimistojen kehitykseen rämeillä. Summary: Effect of fertilizations, drainage, and temperature conditions on the development of planted and natural seedlings on pine swamps.
- VOL. 151, 1976. JORMA AHVENAINEN.
Suomen paperiteollisuuden kilpailukyky 1920- ja 1930-luvulla. Summary: The competitive position of the Finnish paper industry in the inter-war years.
- VOL. 152, 1976. YRJÖ KANGAS.
Die Messung der Bestandesbonität. Seloste: Metsikön boniteetin mittaaminen.
- VOL. 153, 1976. YRJÖ ROITTO.
The economic transport unit size in roundwood towing on Lake Iso-Saimaa (in Eastern Finland). Résumé: Le volume Economique du remorquage de bois ronds sur le lac Iso-Saimaa, en Finlande orientale. Tiivistelmä: Taloudellinen kuljetusyksikkö Ison-Saimaan nippulauttahuoneissa.
- VOL. 154, 1977. NILO SÖYRINKI, RISTO SALMELA ja JORMA SUVANTO.
Oulangan kansallispuiston metsä- ja suokasvillisuus. Summary: The forest and mire vegetation of the Oulanka national park, Northern Finland.
- VOL. 155, 1977. EERO KUBIN.
The effect of clear cutting upon the nutrient status of a spruce forest in Northern Finland (64° 28' N). Seloste: Paljaaksihakkuun vaikutus kuusimetsän ravinnetilaan Pohjois-Suomessa (64° 28' N).
- VOL. 156, 1977. JUKKA SARVAS.
Mathematical model for the physiological clock and growth. Seloste: Fysiologisen kellon ja kasvun matemaattinen malli.
- VOL. 157, 1977. HEIKKI JUSLIN.
Yksityismetsänomistajien puunmyyntialttiuteen liittyviin asenteisiin vaikuttaminen. Summary: Influencing the timber-sales propensity of private forest owners.
- VOL. 158, 1977. ANNA-MAIJA HALLAKSELA.
Kuusen kantojen mikrobilajisto. Summary: Microbial flora isolated from Norway spruce stumps.
- VOL. 159, 1977. ERKKI WUOLIJOKI.
Metsätyöntekijän väsyminen. Summary: The fatigue in forest work.

KANNATTAJAJÄSENET — UNDERSTÖDANDE MEDLEMMAR

CENTRALSKOGSNÄMNDEN SKOGSKULTUR
SUOMEN METSÄTEOLLISUUDEN KESKUSLIITTO
OSUUSKUNTA METSÄLIITTO
KESKUSOSUUSLIIKE HANKKIJA
SUNILA OSAKEYHTIÖ
OY WILH. SCHAUMAN AB
OY KAUkas AB
KEMIRA OY
G. A. SERLACHIUS OY
KYMIN OSAKEYHTIÖ
KESKUSMETSÄLAUTAKUNTA TAPIO
KOIVUKESKUS
A. AHLSTRÖM OSAKEYHTIÖ
TEOLLISUUDEN PUUYHDISTYS
OY TAMPELLA AB
JOUTSENO-PULP OSAKEYHTIÖ
KAJAANI OY
KEMI OY
MAATALOUSTUOTTAJAIN KESKUSLIITTO
VAKUUTUSOSAKEYHTIÖ POHJOLA
VEITSILUOTO OSAKEYHTIÖ
OSUUSPANKKIEN KESKUSPANKKI OY
SUOMEN SAHANOMISTAJAYHDISTYS
OY HACKMAN AB
YHTYNEET PAPERITEHTAAT OSAKEYHTIÖ
RAUMA-REPOLA OY
OY NOKIA AB, PUUNJALOSTUS
JAAKKO PÖYRY CONSULTING OY
KANSALLIS-OSAKEYHTIÖ
OSUUSPUU
THOMESTO OY