

Zusammenfassung

Im Eichen-Naturschutzgebiet Rohrberg wurde eine Strukturanalyse durchgeführt. Auf dem natürlichen Traubeneichen-Buchenwaldstandort stockt der Rest eines 300 bis 500-(800-)jährigen Eichenlichtwaldbestandes, der von der Buche unterwachsen im Hauptbestand stark konkurrenziert wird. Die bis 200/250jährige Buche erreicht bereits den halben Vorratsanteil. Mortalität, Schaftausformung (Schäden), Kronenausbildung und Vitalität lassen einen weiteren Ausfall überalterter Alteichen erwarten. Diese fortgeschrittene Umwandlung von der ehemaligen Eichenlichtwaldbestockung zum Buchenschlußwald geht standörtlich und strukturell differenziert vor sich. In 100 bis 200 Jahren dürfte sich nur noch ein geringer Eichenanteil behaupten. Eine längere Erhaltung dieses Eichenlichtwaldrestes setzt auf der eichenreicheren Teilfläche einen Stockhieb der Buche voraus. Ein Vergleich des ungemein vielfältig aufgebauten Naturbestandes mit dem homogenen Elitebestand Eichhall zeigt die Voraussetzungen zur Ausschöpfung der potentiellen Wertleistung des Eichen-Furnierstandortes auf.

Summary

The oak nature reserve Rohrberg/Spessart

The *Quercus petraea* nature reserve has been analysed. The alternation of tree species is going on in the remnant of a 300—500 (800) year old open oak stand on a *Querco-Fagetum* site near the upper limit of distribution. The percentage of beech increased in the last fifty years from 30 % to 50 %. The shade tree species forms partly a compact secondary stand under the oak main stand. A keen competition in the upper growth exists between oak and beech in the greater part of the nature reserve. The beech has eliminated the intolerant tree in some places. For this reason an advanced, a late and a terminal conversion phase were separated. The structure and the texture of the nature reserve were compared with an oak stand of valuable timber.

Literatur

HARTMANN, F. K.; JAHN, G., 1967: Waldgesellschaften des mitteleuropäischen Gebirgsraumes nördlich der Alpen. Ökologie der Wälder und Landschaften. Bd. 1. Stuttgart. — Dies., 1974: Mitteleuropäische Wälder. Zur Einführung in die Waldgesellschaften des Mittelgebirgsraumes in ihrer Bedeutung für Forstwirtschaft und Umwelt. Ökologie der Wälder und Landschaften. Bd. 5. Stuttgart. — HUBER, B.; JAZEWITSCH, W. v.; JOHN, A.; WELLENHOFER, W., 1949: Jahrringchronologie der Spessarteichen. Forstw. Cbl. **68**. — KÖSTLER, J. N.; BRÜCKNER, E.; BIBELRIETHER, H., 1968: Die Wurzeln der Waldbäume in Mitteleuropa. Hamburg u. Berlin. — KRISO, K., 1958: Entstehung, Aufbau und Leistung von Eichen-Hainbuchen-Beständen in Süddeutschland. Beih. z. Forstw. Cbl. **9**. — KWASNITSCHKA, K., 1965: Das Naturschutzgebiet „Unterhölzerwald“. Mitt. bad. Landesver. Naturkde. u. Naturschutz **8**, Freiburg. — LAMPRECHT, H.; GÖTTSCHE, D.; JAHN, G.; PEIK, K., 1974: Naturwaldreservate in Niedersachsen. Aus dem Walde. Mitt. niedersächs. Landesforstverwaltung **23**. — MAYER, H., 1971: Das Buchen-Naturwaldreservat Dobra/Kamplaiten im niederösterreichischen Waldviertel. Schweiz. Ztschr. f. Forstw. — Ders., 1975: Der Einfluß des Schalenwildes auf die Verjüngung und Erhaltung von Naturwaldreservaten. Forstw. Cbl. **94**, 209-224. — REINHOLD, F.: Zusammensetzung und Aufbau eines natürlichen Eichen-Buchenwaldes auf der Baar bei Donaueschingen. Forstw. Cbl. **68**. — VANSELOW, K., 1926: Die Waldbautechnik im Spessart. Berlin.

Anschrift der Verfasser: Waldbau-Institut der Universität für Bodenkultur, Peter-Jordan-Straße 82, A-1190 Wien

Die Genauigkeit der Ermittlung von Waldflächen durch systematische Punktstichproben II (zusammengesetzte Flächen)

Von F. ZÖHRER

Aus dem Institut für Waldwachstumskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München

Einleitung

Wie der Verfasser in Heft 5/6, 1976, nachweisen konnte, führt die häufig angewandte Binomialformel zu völlig unzutreffenden Genauigkeitswerten für systematische Punktstichproben zur Ermittlung von Flächengrößen. Die Untersuchung beschränkte sich dabei auf Einzelflächen. Die Realisierung des quadratisch-systematischen Stichproben-Punktrasters kann sowohl im Zuge einer Forstinventur im Gelände, als auch durch Verwendung von Folien mit Punktrastern im Büro erfolgen. Die methodischen Betrachtungen werden dadurch nicht beeinflusst.

Auf der Basis von umfangreichen Simulationen zeigte sich, daß das Umfungsverhältnis, das ist das Verhältnis zwischen dem Umfang der betreffenden Waldfläche und dem Umfang eines flächengleichen Kreises, neben der Anzahl der zu erwartenden Punkttreffer eine zweite wesentliche Einflußgröße auf die Präzision von Flächenschätzungen aus Punktrasterauszählungen darstellt. Das Umfungsverhältnis definiert zusammen mit der verwendeten Netzdichte faktisch das „Mischungsverhältnis“ zwischen dem Meßprozeß in der Kernzone der Fläche und dem Stichprobenprozeß in der Randzone.

In dieser Arbeit soll gezeigt werden, wie die Genauigkeit der Flächenschätzung von zusammengesetzten Flächen beurteilt werden kann. Inwieweit liefert bei diesem Fall die Binomialformel (ZÖHRER 1976) zutreffendere Schätzwerte?

Methodik

Zu diesem Zweck wurden zwei einfache in der Anwendungspraxis häufig vorkommende Modelle angenommen, die in Abb. 1 und 2 dargestellt sind. Die vier in Abb. 1 gezeigten Waldflächen befinden sich links in zusammenhängender Lage und rechts in Streulage. Der letztere Fall ist typisch für Stratenelemente bei mehr oder weniger großräumigen Forstinventuren, während bei Intensivinventuren häufig auch die zusammenhängende Lage auftritt. Typisch für dieses Modell ist ferner, daß die binomiale Wahrscheinlichkeit für Punkttreffer „Wald“ von vornherein auch nicht näherungsweise definiert werden kann.

Das zweite Modell (Abb. 2) zeigt eine angenommene Kronenkarte, die infolge des geringeren Zeitaufwandes nicht durch Planimetrierung, sondern durch Auszählung eines Gitternetzes repräsentativ ausgewertet werden soll. Noch häufiger werden stichprobenweise Erhebungen des Beschirmungsgrades jedoch direkt in der Natur

durchgeführt, wobei die dabei erforderlichen Senkrechvisuren („Krone“ oder „Himmel“) z. B. mit dem Dachlot von ZEISS-Aerotopograph vorgenommen werden. Derartige Beschirmungsgrad-Messungen werden außer für waldwachstumskundliche, waldbauliche und ökologische Zwecke auch im Zuge von Forstinventuren eingesetzt, um z. B. auf Luftbild-Stereo-Modellen durchgeführte Kronendichte-Schätzungen zu

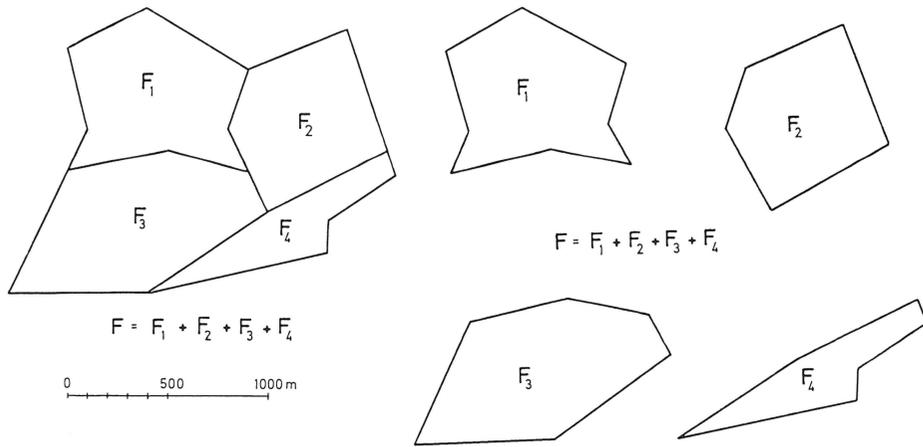


Abb. 1. Vier Waldflächen von insgesamt 177,8 ha in zusammenhängender Lage (links) und in Streulage (rechts)

Fig. 1. Four forested areas with a total area of 177,8 ha in coherent (left) and in separated position (right)

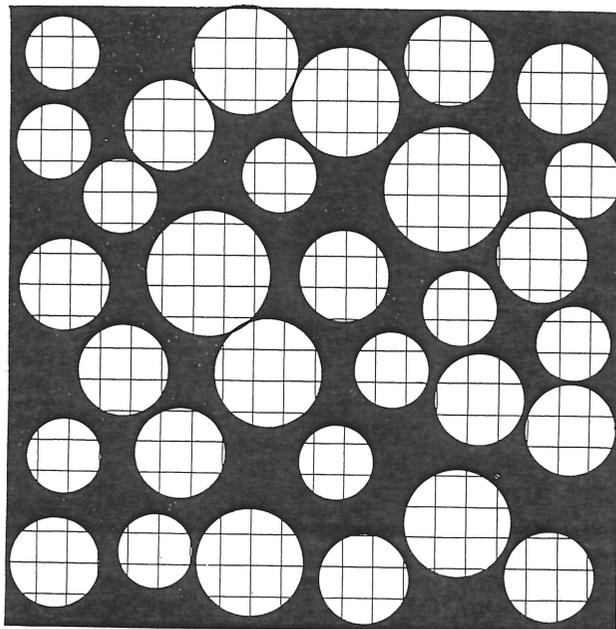


Abb. 2. 20x20 m Ausschnitt aus einer Kronenkarte, wobei 4 Kronengrößen angenommen wurden (Tab. 2). Das eingezeichnete Quadratnetz entspricht einem 1x1 m Punktgitter. Bei derartigen hohen Punkttrefferwerten pro Krone (Schnittpunkte der Gitterlinien) liefert die Binomialformel viel zu hohe Standardfehler des durch Punktauszahlung ermittelten Beschirmungsgrades

Fig. 2. 20x20 m crown map with 4 different crown sizes (Tab. 2). 1 m — grid within tree crown. Application of binomial formula gives greatly overestimated standard errors of crown density

kontrollieren und gegebenenfalls zu adjustieren. Im Gegensatz zu Modell 1 kann hier die binomiale Wahrscheinlichkeit für Punkttreffer „Krone“ genau definiert werden: sie entspricht dem Beschirmungsgrad.

Tabelle 1

Erwartungswerte für Punkttreffer(n), relative Standardfehler (S%), Standardfehler der Punkttreffer (S_n) und der Fläche (S_{ha}) für die in der Abb. 1 dargestellten Flächen

Expected values of dots(n), standard percent (S%), standard error of the area in ha (S_{ha}) for the forested areas shown in fig. 1. Dot grid distance 5, 50, 100, 150 and 200 m

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F
Flächengröße (ha)	50,50	44,50	60,50	22,30	177,80
Umfang (m)	3118	2585	3220	2998	5791
Umfang Kreis (m)	2519	2365	2757	1674	4727
Umf.verhältnis p	1,238	1,093	1,168	1,791	1,225
n	20200	17800	24200	8920	71120
S% binomial	0,222	0,237	0,203	0,335	0,119
5m S% ZÜHRER	0,034	0,035	0,029	0,075	0,013
S _n	6,87	6,23	7,02	6,69	9,25
S _{ha}	0,017	0,016	0,018	0,017	0,023
S _{ha} Fehlerfortpflanzung	(0,017 ² + 0,016 ² + 0,018 ² + 0,017 ²) ^{0,5}	=	0,034		
n	202,0	178,0	242,0	89,2	711,2
S% binomial	2,22	2,37	2,03	3,35	1,19
50m S% ZÜHRER	1,10	1,14	0,93	2,41	0,42
S _n	2,22	2,03	2,25	2,14	2,99
S _{ha}	0,555	0,507	0,563	0,535	0,748
S _{ha} Fehlerfortpflanzung	(0,555 ² + 0,507 ² + 0,563 ² + 0,535 ²) ^{0,5}	=	1,081		
n	50,50	44,50	60,50	22,30	177,80
S% binomial	4,45	4,74	4,07	6,70	2,37
100m S% ZÜHRER	3,13	3,25	2,66	6,07	1,20
S _n	1,58	1,45	1,61	1,53	2,13
S _{ha}	1,58	1,45	1,61	1,53	2,13
S _{ha} Fehlerfortpflanzung	(1,58 ² + 1,45 ² + 1,61 ² + 1,53 ²) ^{0,5}	=	3,09		
n	22,44	19,78	26,89	9,91	79,02
S% binomial	6,68	7,11	6,10	10,05	3,56
150m S% ZÜHRER	5,77	6,00	4,90	12,67	2,22
S _n	1,29	1,19	1,32	1,26	1,75
S _{ha}	2,90	2,68	2,97	2,83	3,94
S _{ha} Fehlerfortpflanzung	(2,90 ² + 2,68 ² + 2,97 ² + 2,83 ²) ^{0,5}	=	5,68		
n	12,62	11,13	15,12	5,58	44,45
S% binomial	8,90	9,48	8,13	13,39	4,74
200m S% ZÜHRER	8,91	9,26	7,57	19,54	3,43
S _n	1,12	1,03	1,14	1,09	1,52
S _{ha}	4,48	4,12	4,56	4,36	6,08
S _{ha} Fehlerfortpflanzung	(4,48 ² + 4,12 ² + 4,56 ² + 4,36 ²) ^{0,5}	=	8,77		

Quadratisches Gitternetz, Abstände 5, 10, 100, 150 und 200 m

Um die Erwartungswerte für die Standardfehler von Modell 1 herleiten zu können, wurden zunächst die Flächen und Umfänge der vier Figuren ermittelt. Mit Hilfe des Umfangs eines jeweils flächengleichen Kreises wurde das Umfangsverhältnis p berechnet. Die Werte sind in der Tab. 1 zusammengestellt. Der Erwartungswert für die Anzahl von Punkttreffern bei Anwendung eines bestimmten Quadratnetzes ergibt sich aus der Division der Fläche der betreffenden Figur durch die Repräsentationsfläche eines Gitterpunktes. Für F₁ und ein 5x5-m-Punktgitter gilt

$$n = 505\,000 \text{ m}^2 / 25 \text{ m}^2 \times 20\,200.$$

Die zu erwartenden Standardfehler nach der umgeformten aber sonst unveränderten Binomialformel ergeben sich aus

$$S\% = 100 \left(\frac{1 - P}{n} \right)^{0,5}$$

wobei P = Anteil der Waldfläche an der Gesamtfläche, P = 0,1 entspricht 10% „Wald“ und 90% „Nichtwald“.

Zum Waldanteil P ist bei Modell 1 zu bemerken, daß eine sinnvolle Definition von P nicht möglich erscheint. Für die vorliegenden Berechnungen wurde mehr oder weniger willkürlich $P = 0,9$ gesetzt, das bedeutet, daß man sich die Waldfläche mit 10 % Nichtwald umgeben vorstellt.

Die danach berechneten relativen Standardfehler einer Flächenermittlung durch Punktrasterauszählung sind jedoch für derartige Anwendungsfälle untragbar stark verzerrt, wie ZÖHRER (1976) zeigen konnte. Demgegenüber liefert die vom Verfasser auf der Basis umfangreicher Stichprobensimulationen empirisch aufgestellte Regressionsgleichung unverzerrte Fehlerabschätzungen:

$$\log S \% = 1,739 - 0,755 \log n + 0,457 \log p$$

wobei

p = Umfungsverhältnis = Umfang der betreffenden Waldfläche geteilt durch den Umfang eines flächengleichen Kreises.

Der Standardfehler der Regressionschätzung $\log S\%$ beträgt $\pm 0,0530$, das entspricht für $S\% = 5\%$ z. B. einem relativen Standardfehler der Standardfehler-Schätzung von $\pm 7,6\%$.

Weiterhin ist

$$S_n = S\% \cdot n - 100$$

und

$$S_{ha} = S_n \cdot a$$

wobei a = Repräsentationsfläche eines Punktes.

Für F_1 und ein 5-m-Gitternetz ist also $S_n = 0,034 \cdot 20200 / 100 = \pm 6,87$ Punkte und $S_{ha} = 6,87 (5 \cdot 5 / 10000) = 0,017$ ha.

Auf diese Art und Weise wurden die aus der Tab. 1 ersichtlichen Werte hergeleitet. Da der Standardfehler der Gesamtfläche F nicht durch die Untergliederung in Teilflächen beeinflusst werden kann, ist die Fehlerberechnung völlig analog wie für jede der Einzelflächen F_1 bis F_4 .

Bei Streulage (Abb. 1 rechts) muß hingegen für den Gesamtwert F das Gesetz der Fehlerfortpflanzung herangezogen werden

$$S_{haF} = (S_{haF1}^2 + S_{haF2}^2 + S_{haF3}^2 + S_{haF4}^2)^{0,5}$$

bzw. allgemein für Stratenelemente ohne gemeinsame Grenze

$$S_{haF} = (\sum_{i=1}^m S_{haFi}^2)^{0,5}$$

wobei

$$F = \sum_{i=1}^m F_i = \text{Gesamtfläche des Stratums,}$$

F_i = Fläche eines Stratenelementes,

m = Anzahl der Stratenelemente.

Aus der Tab. 2 ist die Berechnung des Standardfehlers der Schirmflächensumme bzw. des Beschirmungsgrades der in der Abb. 2 dargestellten Kronenkarte (Modell 2) ersichtlich. Bei diesem Beispiel wurden vier Kronenradien 1,25 m, 1,50 m, 1,75 m und 2,00 m angenommen, die auf der 20×20 -m-Fläche je 11-, 13-, 4- und 2mal vertreten sind. Die Schirmflächensumme beträgt $209,45 \text{ m}^2$, der Beschirmungsgrad ist also $209,45 / 400 = 0,52385$.

Tabelle 2

Berechnung eines unverzerrten Standardfehlers des Beschirmungsgrades nach der Regression von ZÖHRER (1976) unter Anwendung der Fehlerfortpflanzung

Computation of unbiased standard errors of crown density with the regression developed by ZÖHRER (1976) using the laws of error propagation. Values according to fig. 2, 1 m-, 2 m- and 3 m- dot grid

		Kronenradien (m)				
		1,25	1,50	1,75	2,00	
Schirmfläche (m^2)	Anzahl	4,91	7,07	9,62	12,57	
	Überschirmte Fläche	11	13	4	2	(52,39 %)
		$11 \cdot 4,91 + 13 \cdot 7,07 + 4 \cdot 9,62 + 2 \cdot 12,57 = 209,54 \text{ m}^2$				
1m	n	4,91	7,07	9,62	12,57	
	S%	16,49	12,52	9,92	8,11	binomial
	S_n	0,810	0,885	0,954	1,019	4,77 %
	S_{m2}	0,810	0,885	0,954	1,019	(2,29 %)
	S_{m2} Fehlerfortpflanzung	$(11 \cdot 0,810^2 + 13 \cdot 0,885^2 + 4 \cdot 0,954^2 + 2 \cdot 1,019^2)^{0,5} = 4,808 \text{ m}^2$				
2m	n	1,23	1,77	2,41	3,14	
	S%	46,89	35,63	28,22	23,11	binomial
	S_n	0,577	0,631	0,680	0,726	9,53 %
	S_{m2}	2,308	2,524	2,720	2,904	(6,54 %)
	S_{m2} Fehlerfortpflanzung	$(11 \cdot 2,308^2 + 13 \cdot 2,524^2 + 4 \cdot 2,720^2 + 2 \cdot 2,904^2)^{0,5} = 13,71 \text{ m}^2$				
3m	n	0,546	0,786	1,069	1,397	
	S%	86,58	65,76	52,13	42,60	binomial
	S_n	0,473	0,517	0,557	0,595	14,30 %
	S_{m2}	4,257	4,653	5,013	5,355	(12,06 %)
	S_{m2} Fehlerfortpflanzung	$(4 \cdot 4,257^2 + 13 \cdot 4,653^2 + 4 \cdot 5,013^2 + 2 \cdot 5,355^2)^{0,5} = 25,27 \text{ m}^2$				

Die Werte beziehen sich auf die in Abb. 2 dargestellte Kronenkarte. Punktabstände 1, 2 und 3 m

Die Anzahl der zu erwartenden Punkttreffer je Schirmfläche ergibt sich wie beim vorigen Beispiel durch Division der einzelnen Schirmfläche durch die Repräsentationsfläche eines Gitterpunktes. Beim 2-m-Gitternetz ist also für die $12,57 \text{ m}^2$ große Schirmfläche ($r = 2 \text{ m}$)

$$n = 12,57 \text{ m}^2 / 4 \text{ m}^2 = 3,14.$$

Im Gegensatz zum Modell 1 sind wir bei Modell 2 in der Lage, die binomiale Wahrscheinlichkeit (für „Kronentreffer“) exakt zu definieren, sie beträgt $P = 0,52385 =$ Beschirmungsgrad. Es gilt

$$S = (P [1 - P] / N)^{0,5}$$

wobei

S = Standardfehler des Beschirmungsgrades,

N = Erwartungswert der Punkte in der 400 m^2 großen Fläche.

Für das in der Abb. 2 dargestellte 1-m-Gitternetz errechnet sich z. B.:

$$S = (0,52385 [1 - 0,52385] / 400)^{0,5} = \pm 0,024972.$$

Der binomiale Standardfehler in % des Beschirmungsgrades ist also (Tab. 2):

$$S\% = (0,024972 / 0,52385) 100 = \pm 4,77 \%$$

Infolge des gehäufteten Auftretens von Punkttreffern innerhalb der Kronen ist zu erwarten, daß dieser Wert zu hoch ist. Demgegenüber ergeben sich nach der Regression-Schätzmethode von ZÖHRER unverzerrte Präzisionsmaße, wobei auch hier die Regeln der Fehlerfortpflanzung anzuwenden sind. Weil das Umfungsverhältnis bei kreisförmigen Figuren definitionsgemäß $p = 1$ beträgt, und da ferner $\log 1 = 0$, fällt das letzte Glied der Gleichung weg und es ergibt sich

$$\log S\% = 1,739 - 0,755 \log n.$$

Danach resultiert für das 1-m-Gitternetz und für die kleinste Kronengröße mit 4,91 m² Schirmfläche (siehe Tab. 2) ein Standardfehler $S^0/0 = 16,49\%$ bzw. in Einheiten von Punkttreffern je Krone $S_n = (16,49 \cdot 4,91) / 100 = \pm 0,810$ Punkte, das ist in Flächeneinheiten in diesem Fall ebenfalls $S_m^2 = 0,810 \cdot 1 \text{ m}^2 = \pm 0,810 \text{ m}^2$. Dieselbe Berechnungsmethode gilt für alle Kronengrößen und Gitterabstände.

Unter Anwendung der Gesetze der Fehlerfortpflanzung gelangen wir, wie für das erste Modell, zu einem Totalfehler der gesamten Schirmfläche $F = 209,54 \text{ m}^2$ von $\pm 4,808 \text{ m}^2$ bzw. $(4,808 / 209,54) \cdot 100 = \pm 2,29\%$, der mit dem Wert von $\pm 4,77\%$ zu vergleichen ist (Tab. 2).

Allgemein gilt für diesen Anwendungsfall (Punktrasterauszählung von kreisförmigen Objekten):

$$S_F = \left(\sum_{i=1}^m k_i S_{fi}^2 \right)^{0,5}$$

wobei

S_F = Standardfehler der gesamten Schirmfläche (Summe der Kreisflächen),

m = Anzahl der Schirmflächengrößen (Kreisgrößen),

k_i = Anzahl der Bäume (Kreise) der Größenklasse i ,

f_i = Flächengröße der Größenklasse i ,

S_{fi} = Standardfehler der durch Punktrasterauszählung ermittelten Schirmfläche (Kreisgröße) eines Baumes (Kreises) der Größenklasse i .

Um S_{fi} zu erhalten, wird der Erwartungswert des relativen Standardfehlers aus der Regressionsgleichung für kreisförmige Figuren in absolute Flächeneinheiten umgerechnet, wie oben dargelegt wurde.

Ergebnisse

Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind in den Tab. 1 und 2 zusammengestellt.

Für das in der Abb. 1 gezeigte Modell 1 besteht nach der Tab. 1 eine sehr starke Diskrepanz zwischen den relativen Standardfehlern $S^0/0$ nach der Binomialformel und nach der Regressionsgleichung des Verfassers. Diese Diskrepanz nimmt jedoch erwartungsgemäß um so mehr ab, je weitmaschiger das Gitternetz wird. Beim 5-m-Netz weist der binomiale relative Standardfehler für die Gesamtfläche F noch den 9,15fachen (0,119/0,013) Wert des unverzerrten Standardfehlers nach der Regressionsgleichung auf, beim 200-m-Netz jedoch nur mehr den 1,38fachen Wert (4,74/3,43).

Bei zusammenhängenden Waldflächen (Abb. 1 links) ist die Gesamtfläche wie eine Einzelfläche zu betrachten. Für das 50-m-Netz errechnet sich z. B. ein absoluter Standardfehler von $\pm 0,748 \text{ ha}$. Befinden sich dieselben vier Flächenelemente F_1, F_2, F_3 und F_4 jedoch in Streulage (Abb. 1 rechts), erhalten wir nach den Regeln der Fehlerfortpflanzung einen Standardfehler von $\pm 1,081 \text{ ha}$, das ist das 1,44fache. Da durch das Auseinanderrücken der Teilflächen die Außengrenzen zunehmen und der Stichprobenprozeß gegenüber dem Meßprozeß an Bedeutung gewinnt, sinkt natürlich die Präzision der Flächenschätzung. Auffällig ist, daß die Relation zwischen dem Standardfehler der Streulage und der zusammenhängenden Lage nahezu konstant und offenbar von der Punktdichte unabhängig ist.

Für das in der Abb. 2 gezeigte Modell 2 (Kronenkarte) sind die Berechnungsergebnisse in Tab. 2 zusammengefaßt. Danach liefert die Binomialformel selbst für diesen klassischen Fall, bei dem eine exakte binomiale Wahrscheinlichkeit definiert werden kann, bei engen Punktabständen (1 m und 2 m) bedeutende Überschätzungen der Standardfehler. Erst beim 3-m-Raster liefert die Binomialformel mit $\pm 14,30\%$ eine gewisse Annäherung an den unverzerrten relativen Standardfehler nach der Fehlerfortpflanzung von $\pm 12,06\%$.

Wir wollen festhalten, daß in diesem Fall die Erwartungswerte für die Anzahl der „Kronentreffer“ um 1 liegen (0,546 bis 1,397).

Schlußfolgerungen

1. Die Binomialformel führt auch bei zusammengesetzten Waldflächen in der Regel zu einer untragbar starken Überschätzung des Standardfehlers.
2. Die Anwendung der Binomialformel scheint nur dann sinnvoll zu sein, wenn die binomialen Wahrscheinlichkeiten definiert werden können. Diese Voraussetzung ist beim Modell 1 (Abb. 1) im Gegensatz zum Modell 2 (Abb. 2) nicht gegeben.
3. Die Regressionsgleichung von ZÖHRER (1976) kann für beide Anwendungsfälle herangezogen werden und liefert erwartungsgemäße Standardfehlerabschätzungen.
4. Dabei ist zu beachten, daß bei zusammenhängender Lage der Einzelflächen (Abb. 1 links) lediglich die Gesamtfigur betrachtet werden darf: Fehlerfortpflanzung findet nicht statt, da innere Grenzen den Stichprobenprozeß in keiner Weise beeinflussen.
5. Befinden sich die Waldflächen (Stratenelemente) in Streulage (Abb. 1 rechts), gelten die Gesetze der Fehlerfortpflanzung. Die danach berechneten Standardfehler sind infolge der Zunahme des Stichprobenprozesses gegenüber dem Meßprozeß stets größer. Die Relation beider Werte scheint für einen weiten Bereich von Punktdichten annähernd konstant zu sein.
6. Auch bei einem klassischen Anwendungsfall der Binomialformel, einer repräsentativen Ermittlung des Beschirmungsgrades durch systematische Punktstichproben, ergeben sich unerwartet starke Überschätzungen der Standardfehler, wenn der Erwartungswert der Anzahl von Punkttreffern je Krone bedeutend über 1 liegt.

Zusammenfassung

An Hand von zwei Modellen wird die Herleitung des Standardfehlers von Punktrasterauszählungen in zusammengesetzten Waldflächen erläutert. Dabei wird die von ZÖHRER (1976) entwickelte Regressionsgleichung herangezogen, deren Ergebnisse als unverzerrt gelten können. Diese Werte werden mit den binomialen Genauigkeitsabschätzungen verglichen. Die Anwendung der Binomialformel erscheint nur dann sinnvoll, wenn erstens überhaupt eine binomiale Wahrscheinlichkeit definiert werden kann und wenn zweitens die Erwartungswerte für die Anzahl von Punkttreffern je Teilfläche nicht zu hoch ist. Ist die zweite Voraussetzung nicht erfüllt, so treten Punktcluster auf, die sowohl Stichprobencharakter als auch Meßcharakter haben. Ein theoretisch zutreffender Standardfehler kann dann infolge der systematischen Verteilung nicht hergeleitet werden. Mit Hilfe des Fehlerfortpflanzungsgesetzes kann die Regressionsgleichung von ZÖHRER (1976) auch zur Genauigkeitsabschätzung von Punktrasterauszählungen zusammengesetzter Waldflächen herangezogen werden.

Summary

*Precision of forest area estimation by systematic point samples II
(coherent or incoherent areas)*

To demonstrate the suitable method of the standard error computation of dot counts in coherent or incoherent areas two models (fig. 1 and 2) are presented in this paper.

For this purpose the regression method of ZÖHRER (1976) is used, which gives

unbiased estimates of relative standard errors. These estimates are compared with standard errors of the frequently used binomial formula. Application of the binomial formula is only possible if firstly binomial probabilities can be defined and secondly if the expected values of dots per stratum element are not too high. If the second condition is not fulfilled a theoretically sound standard error computation seems not possible. Using the laws of error propagation the regression method can be applied for estimation of unbiased standard errors.

Literatur

ZÖHRER, F., 1976: Die Genauigkeit der Ermittlung von Waldflächen durch systematische Punktstichproben I (Einzelflächen), Forstw. Cbl. **95**, 294-301.

Anschrift des Verfassers: Univ.-Doz. Dr. F. ZÖHRER, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Universität München, Amalienstr. 52, D-8000 München 40

Wirkungen verschiedener Bodenbearbeitungsverfahren auf Wachstum, Phytomasseakkumulation und Nährelementvorräte junger Kiefernwaldökosysteme (*Pinus sylv. L.*)

Von P. BURSCHEL, R. EDER, D. KANTARCI und K. E. REHFUESS

*Aus dem Waldbau-Institut sowie Institut für Bodenkunde und Standortslehre der
Forstlichen Forschungsanstalt München*

1 Einführung

Kiefernbestände werden in vielen Waldgebieten durch Kahlschlag und Pflanzung oder Saat auf der Freifläche nach Bodenbearbeitung (Entwässerung), Düngung und Herbizideinsatz verjüngt. Ein solches Vorgehen stellt einen drastischen Eingriff in die Ökosysteme dar. Die Baumschicht wird vielfach zusammen mit der Bodenvegetation schlagartig beseitigt. Gefüge, Wasser- und Wärmehaushalt des Bodens ändern sich auf der Freifläche; die Energieflüsse, Stoffumsetzungen und -transporte (einschließlich Erosion) in den Systemen werden davon betroffen. Erst allmählich wächst ein neuer Bestand von Primärproduzenten — Schlagflora und junge Kieferngeneration — heran. Sie bauen einen neuen Vorrat an pflanzlicher Biomasse (Phytomasse) auf, in dem beachtliche Nährelementmengen akkumuliert sind.

Die durch Kahlschlag und nachfolgende mechanisch-chemische Bodenbehandlung ausgelösten Reaktionen im Ökosystem weckten frühzeitig das Interesse von Standortkundlern (z. B. WITTICH 1926, 1930; SÜCHTING und CHRISTMANN 1935; VAN GOOR 1954; KRAUSS 1964; MILLER 1964; ULRICH und WACHTER 1971; KERN und MOLL 1971) und Waldwachstumforschern (z. B. WAGENKNECHT 1941; HEINSDORF 1967; HEINSDORF und BERGMANN 1969; TERRY und HUGHES 1975; HAINES et al. 1975). In jüngster Zeit werden die Phytomasseanhäufung sowie Menge, Verteilung und Umsatz von Bioelementen in solchen Ökosystemen im Zuge der Wiederbewaldung vermehrt beachtet (z. B. OVERTON 1957; SWITZER et al. 1968; FOREST und OVERTON 1970; SWITZER und NELSON 1972; NEMETH 1973; WELLS und JÖRGENSEN 1975). Der Einfluß verschiedenartiger Bodenbearbeitung auf die Entwicklung der Pflanzenbestände und die Bodeneigenschaften ist indessen an ein- und demselben Untersuchungsobjekt bislang kaum studiert worden (z. B. HEINSDORF und KRAUSS 1974). Insbesondere ist bislang unbekannt, wieweit die auf der Kahlfäche gewöhnlich eintretenden Stickstoff- und Basenverluste aus den Böden durch vermehrte Speicherung in der Biomasse aufgewogen werden.

An einem von der Oberforstdirektion Regensburg in den Jahren 1965 bis 1968 angelegten Kulturversuch zu Kiefer¹ prüften wir deshalb nach der achten Vegetationsperiode:

¹ Eine ausführliche Darstellung der Untersuchungsergebnisse wird in Kürze als Heft Nr. 31

Forst- wissenschaftliches Centralblatt

Herausgegeben von

U. Ammer, München · W. Kroth, München · K. E. Rehfuess, München
W. Schöpfer, Freiburg · P. Schütt, München · B. Ulrich, Göttingen

Unter Mitwirkung von

E. Assmann, München · O. Bauer, München · A. Baumgartner, München
P. Burschel, München · F. Franz, München · J. Fröhlich, Wiesbaden · R. Geiger,
München · J. N. Köstler, München · H. Kramer, Göttingen · W. Laatsch,
München · W. Liese, Hamburg · H. Löffler, München · K. Mantel, Freiburg
H. Mayer, Wien · H. v. Pechmann, München · R. Plochmann, München
E. Röhrig, Göttingen · M. Scheifele, Stuttgart · A. v. Schönborn, München
H. Schulz, München · R. Schwarz, Kiel · W. Schwenke, München · J. Speer,
München · G. Speidel, Freiburg · W. Wittich †, Göttingen · O. Zimmer,
Saarbrücken · H. W. Zöttl, Freiburg

Schriftleitung: U. Ammer, München

Jahrgang 96 · 1977 · Mit 116 Abbildungen

Bibliothek
Institut für Waldwachs- tumskunde München
FV. <u>II</u>
Stand: <u>A</u>
Nr. <u>566</u>



Verlag Paul Parey · Hamburg und Berlin

Inhalt

Abhandlungen

AMMER, U.: Landschaftsökologie und Landschaftsplanung. Natural ecology and landscape planning	36
AMMER, U.; BROWA, H.: Regionalplanung auf der Grundlage interdisziplinärer Analysen am Beispiel des Landes Baden-Württemberg. — Regional planning based on interdisciplinary analysis with Baden-Württemberg serving as an example	200
BRAUN, G.: Über Ursachen der Immissionsresistenz bei Fichte und Folgerungen für die Resistenzzüchtung. — Causes of resistance against air pollution in Norway spruce and conclusions in respect of resistance breeding	62
BRAUN, G.: Exposition von Tabakpflanzen in einem immissionsbeeinflussten Waldgebiet. — Exposition of tobacco plants in a forest area threatened by air pollution	289
BURSCHEL, P.: Folgerungen für den Gebirgswaldbau. — Silvicultural conclusions	120
BURSCHEL, P.; EDER, R.; KANTARCI, D.; REHFUESS, K. E.: Wirkungen verschiedener Bodenbearbeitungsverfahren auf Wachstum, Phytomasseakkumulation und Nährstoffvorräte junger Kiefernwaldökosysteme (<i>Pinus sylv.</i> L.). — Effects of different soil cultivation procedures on growth, phytomass accumulation and nutrient amounts of young pine forest ecosystems (<i>Pinus sylv.</i> L.)	321
ENDERS, G.: Klimatologische und hydrologische Planungsgrundlagen für den Alpenpark Königssee. — Climatological and hydrological modelling. A contribution to site description in the region "Alpenpark Königssee"	42
EVERS, F. H.: Die Richtlinien für die Ausbringung von Klärschlamm auf Waldflächen in ihrer praktischen Anwendung. — Practical application of the guidelines for the use of sewage sludge on woodlands	226
FOERST, K.; KREUTZER, K.: Die neue Regionale Standortsgliederung Bayerns, ihre Herleitung und ihre Bedeutung für Forstbetrieb und Landesplanung. — The new Regional Forest Site Classification of Bavaria, its derivation and its meaning for forest management and land use planning	49
FRANZ, F.: Ergebnisse der Waldinventur 1970/71 und der Holzaufkommensprognose. — Results of the forest inventory and the timber production forecast	3
GLOS, P.: Neue Ergebnisse über den Einfluß von Ästen und Rohdichte auf die Druckfestigkeit von Fichtenschnittholz. — New results on the influence of knots and density on the compression strength of spruce	170
HÜSER, R.: Untersuchungen zur Klärschlammverwertung im Wald. — Investigations concerning the application of sewage sludge in forests	238
HUSS, J.: Neue Entwicklungen in der Forsteinrichtung außerhalb Bayerns. — Forest management development in Germany (excluding Bavaria)	130
KENNEL, R.: Erfahrungen aus der Anwendung von Stichprobenverfahren bei der Forsteinrichtung in Bayern. — Experiences with the use of sample plots at forest regulation in Bavaria	147
KREUTZER, K.: Immissionsschäden durch Auftausalze in den Wäldern. — Effects of de-icing highway salts on roadside forests	76
LAAR, A. VAN: Forschungsaufgaben der Waldertagskunde in der Plantagenforstwirtschaft im südlichen Afrika. — Problems of forest yield research in the plantation management in Southern Africa	358
LAATSCH, W.: Die Entstehung von Lawinenbahnen im Hochlagenwald. — The origin of avalanche tracks in high mountain forests	89

LAATSCH, W.: Das Berechnen von Lawinengeschwindigkeiten. I. — Calculation of avalanche velocities. I.	281
LAATSCH, W.: Das Berechnen von Lawinengeschwindigkeiten. II. — Calculation of avalanche velocities. II.	338
LAMMEL, R.: Ergebnisse einer sozialempirischen Studie im Bauernwald. — Results of a social-empiric study about small woodlots owned by farmers	17
LANG, K. J.: Immissionsbelastung und Anfälligkeit gegenüber Schadpilzen und Insekten. — Effects of air pollution on plant disease caused by pathogenic fungi and insects	72
LIPPEMEIER, P.: Beziehungen zwischen Schnitt- und Rundholzsörtierung bei Fichte und Tanne. — Relations between the grading of converted timber and round wood with special reference to spruce and fir	162
LÖDL, J.; MAYER, H.; PITTERLE, A.: Das Eichen-Naturschutzgebiet Rohrberg im Hochspessart. — The oak nature reserve Rohrberg/Spessart	294
LÖFFLER, H.: Die Bedeutung der Holzindustrie für die Forstwirtschaft. — The importance of the woodworking industry to forestry	159
LÖW, H.; METTIN, CH.: Der Hochlagenwald im Werdenfelder Land. — The forests in the higher altitude regions of the „Werdenfelder Land“	108
MAYER, H.: Bioklimatische Kennziffern für die Waldatmosphäre im Hinblick auf die Erholungsfunktion. — Bioclimatic numbers for the forest atmosphere with regard to recreation function	212
MOLL, W.; PETROWICZ, P.; STAHR, K.: Einfluß von Müllklärschlammkompost auf Böden aus Dünen sand im Hardtgebiet bei Schwetzingen (Oberrheinebene). — Influence of sludge and garbage compost application to dune-sand soils in the "Hardt" near Schwetzingen (upper Rhine plain)	253
PEEK, R.-D.; LIESE, W.: Die Auswirkung der Naßlagerung von Sturmholz auf die Qualität des Ablaufwassers. — The effect of wet storage of wind-thrown trees on water quality	348
PLOCHMANN, R.: Forstpolitische Folgerungen. — Consequences for forest policy	31
SCHINDLBECK, W. E.: Biochemische Beiträge zur Immissionsforschung. — Applying biochemical methods to air pollution problems in forestry	67
SCHÖNBORN, A. VON: Aufgaben der forstlichen Immissionsforschung bei zunehmender Immissionsbelastung des bayerischen Raumes. — Tasks of the forest immissions research at times of increasing threat of immissions on areas in Bavaria	55
SCHREYER, G.; RAUSCH, V.: Der Schutzwald in der Bergregion Miesbach. — The protection forests in the region of Miesbach (Bavarian Alps)	100
SCHRÖDER, W.: Räumliche Verteilung und Nahrungsauswahl von Gams und Rotwild im Hochgebirge. — Distribution and food selection of chamois (<i>R. rupicapra</i>) and red deer (<i>Cervus elaphus</i>) in an alpine region	94
SCHÜTT, P.: Das Tannensterben. — Silver-fir decline	177
SCHWARZ, O.: Über die Auswirkungen von Müllklärschlammkomposten (MKK) auf Forstkulturen in der Oberrheinebene. — On the effects of experiments with composted solid waste and sewage sludge in forest plantations in the "Oberrheinebene"	246
SEITSCHEK, O. J.: Entwicklung und Zukunftsaspekte der Forsteinrichtung in Bayern. — Development and future aspects of forest inventory in Bavaria	123
SELTZER, E.: Vergleichende Erprobung verschiedener Stichprobenverfahren bei der Forsteinrichtung. — A comparison of the results of forest inventories based on different sampling designs for forest management planning	151

SHRIVASTAVA, M. B.; ULRICH, B.: Schätzung quantitativer Bodenparameter bei der forstlichen Standortskartierung am Beispiel des hessischen Berglands. I. — Estimation of quantitative soil parameters in forest site classification in the hilly regions of Hesse. I.	186
SOMMER, U.; ULRICH, B.; SEEKAMP, G.: Auswirkungen einer Abwasserverregnung unter Kiefer auf den Nährstoffhaushalt eines Sand-Braunerde-Podsols. — Effects of sewage disposal in a pine forest on the nutrient balance of a sandy brown podzol soil	262
STORM, P.-CH.: Umweltverwaltungsrechtliche Vorschriften für das Aufbringen von Abfällen auf forstwirtschaftlich genutzte Flächen. — Administrative regulations of the environmental law concerning the spreading of waste on silviculturally exploited soil	272
STRAUCH, D.: Seuchenhygienische Aspekte der Klärschlammasbringung in Waldbeständen. — Hygienic-epidemiological aspects of sewage sludge disposal in forestry	229
WARKOTSCH, W.: Arbeitswirtschaftliche und technische Analyse der Holzerte im Bauernwald. — Ergonomic and technical analysis of timber harvesting in farm forests	24
ZÖHRER, F.: Zur Entwicklung einer optimalen Inventurmethode für die Forsteinrichtung. — Proposals for the development of an effective forest inventory design for management purpose	137
ZÖHRER, F.: Die Genauigkeit der Ermittlung von Waldflächen durch systematische Punktstichproben II (zusammengesetzte Flächen). — Precision of forest area estimation by systematic point samples II (coherent or incoherent areas)	313
Mitteilungen und Nachrichten	176, 278, 366
Buchbesprechungen	84, 221, 279, 367

This journal is covered by Biosciences Information Service of Biological Abstracts, by Current Contents (Series Agriculture, Biology and Environmental Sciences) of Institute for Scientific Information and by Chemical Abstracts (selectively)

Die in dieser Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Die dadurch begründeten Rechte, insbesondere die der Übersetzung, des Nachdrucks, des Vortrags, der Entnahme von Abbildungen und Tabellen, der Funk- und Fernsehsendung, der Vervielfältigung auf photomechanischem oder ähnlichem Wege oder im Magnettonverfahren sowie der Speicherung in Datenverarbeitungsanlagen, bleiben, auch bei nur auszugsweiser Verwertung, vorbehalten. Werden von einzelnen Beiträgen oder Beitragsteilen einzelne Vervielfältigungsstücke in dem nach § 54 Abs. 1 UrhG zulässigen Umfang für gewerbliche Zwecke hergestellt, ist dafür eine Vergütung gemäß den gleichlautenden Gesamtverträgen zwischen der Verwertungsgesellschaft Wissenschaft GmbH (ehemals Inkassostelle für urheberrechtliche Vervielfältigungsgebühren GmbH), 6 Frankfurt/Main, Großer Hirschgraben 17 bis 21, und dem Bundesverband der Deutschen Industrie e. V., dem Gesamtverband der Versicherungswirtschaft bis 21, dem Bundesverband deutscher Banken e. V., dem Deutschen Sparkassen- und Giroverband und dem Verband der Privaten Bausparkassen e. V., an die Verwertungsgesellschaft Wissenschaft zu entrichten. Erfolgt die Entrichtung der Gebühren durch Wertmarken der Verwertungsgesellschaft Wissenschaft, so ist für jedes vervielfältigte Blatt eine Marke im Wert von DM 0,40 zu verwenden. Die Vervielfältigungen sind mit einem Vermerk über die Quelle und den Vervielfältiger zu versehen.

© 1977 Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin. Anschriften: Spitalerstraße 12, D-2000 Hamburg 1; Lindenstraße 44—47, D-1000 Berlin 61. Printed in Germany by Lüthmann Druck, Hamburg-Harburg

ISSN 0015-8003 / ASTM-Coden: FWSCAZ 96 (1-6) 1-368 (1977)

An unsere Leser und Autoren

Prof. Dr. HUBERT FREIHERR VON PECHMANN hat sich mit Rücksicht auf sein Alter entschlossen, mit Beendigung des 95. Jahrgangs (1976) die Herausgeberschaft des „Forstwissenschaftlichen Centralblattes“ in jüngere Hände zu legen. Er bleibt der Zeitschrift dankenswerterweise im Kreise der bei der Herausgabe mitwirkenden Persönlichkeiten auch weiterhin verbunden. An seine Stelle tritt eine Herausbergemeinschaft. Ihr gehören mit den Herren Prof. Dr. W. KROTH und Prof. Dr. K.-E. REHFUESS, München, Prof. Dr. W. SCHÖPFER, Freiburg, Prof. Dr. P. SCHÜTT, München, Prof. Dr. B. ULRICH, Göttingen, und Prof. Dr. U. AMMER, München, als federführendem Mitglied, Persönlichkeiten aus allen forstwissenschaftlichen Bildungsstätten der Bundesrepublik Deutschland an. Der Verlag dankt den neuen Herausgebern dafür, daß sie sich für diese Aufgabe zur Verfügung gestellt haben und heißt sie herzlich willkommen.

Gleichzeitig wurde der Kreis der bei der Herausgabe mitwirkenden Persönlichkeiten im Sinne der von Prof. AMMER in seinem Geleitwort vorgestellten neuen Konzeption wesentlich erweitert. Neu hinzugetreten sind zu den bisherigen Mitgliedern dieses Gremiums die Herren Ministerialdirigent O. BAUER, München, Prof. Dr. J. FRÖHLICH, Wiesbaden, Prof. Dr. H. KRAMER, Göttingen, Prof. Dr. W. LIESE, Hamburg, Prof. Dr. H. MAYER, Wien, Prof. Dr. E. RÖHRIG, Göttingen, Landesforstpräsident Dr. M. SCHEIFELE, Stuttgart, Landesforstmeister Dr. R. SCHWARZ, Kiel, Prof. Dr. G. SPEIDEL, Freiburg, Ltd. Ministerialrat O. ZIMMER, Saarbrücken, Prof. Dr. H. W. ZÖTTL, Freiburg.

Auch ihnen sei für ihre Bereitschaft gedankt, durch ihre Mitwirkung bei der Herausgabe die Entwicklung des „Forstwissenschaftlichen Centralblattes“ zu fördern.

Anlässlich des 70. Geburtstages von FREIHERRN VON PECHMANN am 19. Juli 1975 haben Kollegen, Mitarbeiter und die Verlagsbuchhandlung Paul Parey mit einem Festheft des „Forstwissenschaftlichen Centralblattes“ seine wissenschaftlichen Leistungen und seine persönlichen Verdienste um unsere Zeitschrift in Verehrung und Dankbarkeit gewürdigt. Dies heute erneut zu bekräftigen, ist uns ein herzliches Bedürfnis. Damit sei der Wunsch verbunden, auch in Zukunft des reichen Wissens und der großen Erfahrung des Mannes teilhaftig zu bleiben, der in über 28jähriger Arbeit als Herausgeber das „Forstwissenschaftliche Centralblatt“ nach dem Kriege aufgebaut und ihm den Rang geschaffen hat, der es seinen Nachfolgern in dieser Aufgabe möglich macht, auf diesem gesicherten Fundament weiterzubauen.

Die Zukunft stellt uns vor neue Aufgaben. Für ihre Bewältigung wünscht der Verlag dem neuen Herausgeberkreis einen guten Geist und die Kraft, neue Ideen zu verwirklichen — und ein wenig Glück. Dann werden Erfolg und Befriedigung für diese Mühen im Dienste der Forstwissenschaft und ihre Wirkung in die Praxis nicht ausbleiben.

Hamburg und Berlin, im Januar 1977

VERLAG PAUL PAREY