

Stichprobentheoretische Analyse der Waldschadenserhebung in Niedersachsen¹⁾

Aus der Abteilung für Forstliche Biometrie und Informatik der Universität Göttingen
und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt (NFVA) in Göttingen

(Mit 1 Abbildung und 6 Tabellen)

Von J. SABOROWSKI, S. DAHM und J. ACKERMANN

(Angenommen Juni 1997)

SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

Waldschadensinventur; Standortfunktionen; Ratioschätzer;
systematische Fehler; Sechsbäumstichprobe.

Forest disease inventory; growing space functions; ratio estimator;
bias; six tree sample.

1. EINLEITUNG

Die Waldschadenserhebungen (WSE) in Niedersachsen erfolgen durch Stichprobenpunkte auf rechteckigen Gittern, die in Teilgebieten unterschiedliche Gitterweiten haben. Diese Teilgebiete bezeichnen wir als Verdichtungsgebiete. Die derzeit gewählten Gitterweiten sind 4 km x 4 km, 4 km x 2 km und 3 km x 2 km. An den Gitterpunkten werden in der Regel, sofern sie sich im Wald befinden, Satellitenstichproben erhoben, die aus einem Kreuztrakt von vier quadratisch angeordneten Sechsbäumstichproben bestehen. Der Abstand vom Mittelpunkt der Stichprobe beträgt dabei 25 m, sofern alle 4 Traktecken auf Waldboden desselben Bestandes fallen. Andernfalls wird nach vorgegebenen Regeln von dieser Traktform abgewichen, um immer vier Sechsbäumstichproben in einem Bestand zu erheben. Daneben werden vor allem bei jüngeren Beständen mit schwieriger Kronenansprache anstatt des Kreuztraktes je 6 Bäume mit gut einsehbarer Kronen aus 4 Teildreiecken eines Quadrats mit 100 m Seitenlänge interpretiert („Quadratstichprobe“). Jedem Stichprobenpunkt wird diejenige Altersklasse (≤ 60 , > 60) als Punktmerkmal zugeordnet, zu der mehr als 50 % aller Stichprobenbäume gehören. Als Stichprobenbäume sind in allen Fällen nur Bäume der Kraftschen Klassen 1, 2 und 3 zugelassen. Jeder Stichprobenbaum wird einer von 5 Schadklassen (0 bis 4) zugeordnet (BML, 1996).

Ziel dieses Stichprobenverfahrens ist es, ein Monitoring des Gesundheitszustandes oder, vorsichtiger ausgedrückt, des Kronenverlichtungszustandes der Wälder Niedersachsens zu ermöglichen. Zum Monitoring gehört eine Einschätzung des aktuellen Zustandes, vor allem aber auch der Zustandsveränderungen. Welche Waldzustandsparameter lassen sich also mit dem vorhandenen Auswahlverfahren schätzen? Schließlich ist dabei zu berücksichtigen, daß es sich um ein Stichprobenverfahren handelt, das neben anderen nicht unwesentlichen Fehlern bei der Klassifizierung auch durch Stichprobenfehler gekennzeichnet ist. Vor dem Hintergrund des Kostendruckes ist zu prüfen, wie stark sich diese Stichprobenfehler bei einer Extensivierung des Aufnahmeverfahrens erhöhen.

2. HOCHRECHNUNG DER STICHPROBENDATEN (SCHÄTZUNG)

Die Beantwortung der eingangs gestellten Fragen läßt sich mit einigen stichprobentheoretischen Überlegungen angehen. Dazu ist die Einführung der folgenden Bezeichnungen notwendig, die der Einfachheit halber nur für ein Verdichtungsgebiet und, falls die Altersklassen mit unterschiedlich dichten Netzen erhoben werden, innerhalb einer der beiden Altersklassen gültig sind.

N : Anzahl der Gitterpunkte im Inventurgebiet, Wald und Nichtwald;

n : Anzahl der Gitterpunkte auf Waldboden, an denen wenigstens ein Satellit Bäume der gewünschten Baumartengruppe (Zielgruppe) enthält ($n < N$);

F : Fläche des Inventurgebietes, Wald und Nichtwald;

R : Repräsentationsfaktor; die von einem Punkt repräsentierte Fläche $R = F / N$;

X_i : Anzahl aller Zielgruppenbäume am Punkt i ($X_i \leq 24$);

Y_i : Anzahl aller Zielgruppenbäume am Punkt i , die einer bestimmten Schadklasse angehören ($0 \leq Y_i \leq X_i$).

Mit Hilfe dieser Bezeichnungen kann man die bisherige Berechnung eines Schadklassenanteils P durch die Formel

$$P = \frac{Y}{X} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sum_{i=1}^n X_i} \quad (P_{\%} = P \cdot 100)$$

beschreiben. Im Zähler steht die Anzahl aller Stichprobenbäume der Zielgruppe (z. B. Buchen), die zur Schadklasse gehören, im Nenner die Anzahl aller Zielgruppenbäume in der Stichprobe. Soweit handelt es sich bei P um den Anteil der Schadklassenbäume der Zielgruppe in der Stichprobe (z. B. Anteil der Buchen in der Stichprobe, die der Schadklasse angehören).

In einschlägigen Veröffentlichungen über Waldschadenserhebungen findet man nun neben dieser sicherlich korrekten Interpretation auch Formulierungen, die besagen, daß „ $P_{\%}$ aller Bäume“ im Inventurgebiet oder auch „ $P_{\%}$ der Waldfläche“ zu dieser Schadklasse gehören. Beide Aussagen sind nicht notwendig identisch, wie das folgende Beispiel zeigt. Ein Inventurgebiet bestehe aus zwei Hälften von je 100 ha Wald zweier unterschiedlicher Altersklassen mit den Daten:

Fläche:	100 ha	100 ha
Anz. Bäume je ha:	2000	500
in Schadkl. 2 bis 4:	200	300
%anteil:	10%	60%

Der wahre prozentuale Anteil von Bäumen der Schadklasse 2 bis 4 beträgt also insgesamt

$$P_{\%} = \frac{500}{2500} \cdot 100\% = 20\%$$

Bei derselben Stichprobendichte in beiden Altersklassen, z. B. je 100 Punkte, erwartet man in der jüngeren an jedem Punkt mit 24 Bäumen im Durchschnitt 2,4 Bäume (10%) in Schadklasse 2 bis 4 und 14,4 (60%) in der älteren. Dies ergibt einen Anteil von

$$\frac{100 \cdot 2,4 + 100 \cdot 14,4}{200 \cdot 24} \cdot 100\% = 35\%$$

Also liefert P , der Anteil der Stichprobenbäume, die zur Klasse 2 bis 4 gehören, eine deutliche Überschätzung des wahren Prozentanteils von Bäumen in Klasse 2 bis 4. P besitzt einen erheblichen systematischen Fehler, es ist nicht erwartungstreu. Die Ursache ist darin zu sehen, daß durch die 6-Baum-Stichproben in älteren, weit-

¹⁾ Diese Untersuchung wurde von der NFVA in Göttingen angeregt und finanziell unterstützt.

ständigeren Beständen ein erheblich größerer Flächenanteil aufgenommen wird als in jüngeren. Es gelangen deshalb zu viele ältere Bäume in die Stichprobe, sie sind in der Stichprobe überrepräsentiert. Da ältere Bäume tendenziell stärker geschädigt sind als jüngere, ergibt sich eine Überschätzung des Anteils geschädigter Bäume!

So bleibt noch die 2. Interpretation von P als Schätzung eines Waldflächenanteils zu diskutieren. Der Schätzer P entsteht nämlich auch aus der Überlegung, für jeden Baum, der zu einer vorgegebenen Schadklasse gehört, $1/24$ der Repräsentationsfläche R zu dieser Schadklasse zu zählen. Den Waldflächenanteil dieser Schadklasse würde man dann durch

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{R}{24} \cdot Y_i}{\sum_{i=1}^n \frac{R}{24} \cdot X_i} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sum_{i=1}^n X_i} = P$$

also den schon bekannten Schätzer P , schätzen wollen. Die Herleitung macht deutlich, daß ein unterschiedlicher Standraumbedarf von Baumarten und Bäumen unterschiedlicher Dimension nicht berücksichtigt wird. Es sind also auch hier wieder verzerrende Effekte der Schadensverteilung auf die Baumarten und Baumdimensionen zu erwarten. So werden z. B. innerhalb eines Bestandes die von stärkeren Bäumen beanspruchten Flächenanteile unterschätzt. Wenn diese dann tendenziell stärker geschädigt sind, muß eine Unterschätzung der wahren Flächenanteile der oberen Schadklassen die Folge sein. Die Beschränkung auf Bäume der obersten drei Baumklassen schwächt den so entstehenden systematischen Fehler allerdings ab, da die Variabilität der Standräume dadurch eingeschränkt wird. Das Problem tritt aber besonders in Mischbeständen aus Baumarten mit sehr unterschiedlichem Standraumbedarf und gleichzeitig unterschiedlichem Schädigungsgrad auf. Auch bei der Interpretation von P als Flächenanteilschätzung muß also wie bei der Schätzung von Stammzahlprozenten prinzipiell mit unbekanntem systematischen Fehlern gerechnet werden!

3. ZUR GRÖSSENORDNUNG DER SYSTEMATISCHEN FEHLER

Eine erwartungstreue, d. h. verzerrungsfreie Schätzung von Baumzahlanteilen oder -prozenten ist nur möglich, wenn statt der absoluten Anzahlen X_i und Y_i die entsprechenden Anzahlen je ha aufgenommener Probestfläche verwendet werden. Dazu ist aber die Probestflächengröße erforderlich, die in Niedersachsen außer bei der 1. Erhebung 1984 nicht aufgenommen wurde. Man kann jedoch versuchen, die unbekanntem Probestflächengrößen nachträglich zu

rekonstruieren. Mit Hilfe der schon bei der Bundeswaldinventur eingesetzten Standraumfunktionen wurden deshalb für die WSE-Daten von 1991 und 1994 die Standräume aller Stichprobenbäume in Abhängigkeit von ihrem Brusthöhendurchmesser geschätzt. Für jede der 4 6-Baum-Stichproben an einem Gitterpunkt i ergab sich daraus eine Schätzung der Probestflächengröße durch die geschätzte Standraumsumme F_{ij} aller 6 Bäume ($j = 1, \dots, 4$) und damit der Baumzahlen je ha

$$X_{ij}^{ha} = \frac{X_{ij}}{F_{ij}} \quad \text{und} \quad Y_{ij}^{ha} = \frac{Y_{ij}}{F_{ij}}$$

Ersetzt man in P die Variablen X_i und Y_i durch die mittleren Stammzahlen je ha

$$X_i^{ha} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 X_{ij}^{ha} \quad \text{und} \quad Y_i^{ha} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 Y_{ij}^{ha}$$

so erhält man einen Schätzer $P_{Baumzahl}$ für den Baumzahlanteil der dabei betrachteten Baumartengruppe in der jeweiligen Schadklasse.

Analog ergibt sich eine Waldflächenanteilschätzung $P_{Fläche}$ indem X_i und Y_i durch

$$X_i^{ha} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \frac{f_{ij}}{F_{ij}} \quad \text{und} \quad Y_i^{ha} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \frac{f_{ij}^{Klasse}}{F_{ij}}$$

ersetzt werden. Dabei sind f_{ij} und f_{ij}^{Klasse} die geschätzte Standraumsumme aller Zielgruppenbäume einer Traktecke bzw. derjenigen, die zur Schadklasse $Klasse$ gehören. Ein Vergleich der Ergebnisse der 3 Schätzer für das Jahr 1994 ist in Tabelle 1 für ausgewählte Baumartengruppen wiedergegeben.

Wie erwartet zeigt sich eine große Diskrepanz zwischen P und $P_{Baumzahl}$ wenn man alle Altersklassen gemeinsam betrachtet. Bei der üblichen getrennten Berechnung nach beiden Altersklassen wird sie deutlich verringert, wie die Auswertung für die Altersklasse > 60 beispielhaft zeigt (Tab. 1: „1994, > 60 “), bleibt aber auch dort mit bis zu 5 %punkten erheblich. Der Unterschied der bisherigen Schätzung zu $P_{Fläche}$ ist dagegen mit in der Regel null oder einem und maximal 2 %punkten nur sehr gering. Ähnliche Ergebnisse sind auch für das Jahr 1991 festzustellen. Natürlich geben die Standraumfunktionen nicht die wahren Standräume der Bäume wieder, auch sie sind mit Fehlern behaftet. Aber sie berücksichtigen im Gegensatz zu bisherigen Schätzer immerhin unterschiedliche, vom Durchmesser abhängende Standräume innerhalb eines Bestandes, anstatt jedem Baum denselben Anteil an der Repräsentationsfläche zuzuweisen. Dennoch waren die Abweichungen mit maximal 2 %punkten marginal, und wir nehmen an, daß derartige Fehler für die Praxis vor dem Hinter-

Tab. 1
Vergleich der bisherigen Schätzung P mit den Schätzern $P_{Baumzahl}$ und $P_{Fläche}$
Comparison of the three estimators P , $P_{Baumzahl}$ and $P_{Fläche}$

1994, > 60	Buche		Eiche		Laubholz		Fichte		Kiefer		Nadelholz	
	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4
Schadklasse	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4	0	2-4
$P_{Baumzahl}$ (%)	8%	32%	4%	51%	11%	34%	10%	40%	19%	17%	14%	29%
P_{bisher} (%)	7%	37%	3%	53%	9%	39%	9%	43%	18%	18%	12%	33%
$P_{Fläche}$ (%)	6%	38%	3%	54%	8%	41%	9%	43%	19%	18%	12%	33%
1994, alle												
$P_{Baumzahl}$ (%)	48%	14%	62%	12%	58%	11%	69%	9%	63%	6%	67%	7%
P_{bisher} (%)	17%	31%	21%	39%	29%	27%	48%	19%	45%	10%	48%	12%
$P_{Fläche}$ (%)	16%	32%	20%	41%	28%	28%	48%	19%	46%	10%	49%	12%

grund anderer erheblicher Fehlerquellen akzeptabel sein können. Darüberhinaus ist damit zu rechnen, daß der systematische Fehler bei der Schätzung von Veränderungen der Waldflächenanteile höchstwahrscheinlich noch geringer ausfallen wird. Keinesfalls sind die bisherigen Schätzungen jedoch als Baumzahlprozente zu interpretieren, sondern der ursprünglichen Intention der Waldschadenserhebung gemäß als Flächenanteile.

4. ALTERNATIVE AUSWAHLVERFAHREN

Es wurde gezeigt, daß der verbreitete Kreuztrakt mit 4 6-Baum-Stichproben an den Traktecken ohne Berücksichtigung der Probenflächengröße nicht geeignet ist, Baumzahlprozente erwartungstreu zu schätzen. Die Schätzung von Waldflächenanteilen gelingt sicherlich mit deutlich geringerem systematischen Fehler, ist aber in Strenge auch nicht erwartungstreu. So bleibt die Frage zu stellen, ob es Alternativen zu diesem Verfahren gibt.

Im Falle der *Baumzahlanteilschätzung* sind Probekreise mit festem Radius, auch konzentrische zur flexibleren Reaktion auf unterschiedliche Bestandesdichten, eine annähernd erwartungstreu Alternative (ein geringer, für große Stichprobenumfänge aber vernachlässigbarer systematischer Fehler ist bei einer Verhältnisschätzung immer vorhanden!), die jedoch, bei vergleichbaren Stammzahlen in der Stichprobe, zweifellos einen höheren Meßaufwand erfordert. Aber auch die Erhebung des Abstandes zum sechsten Baum (R6, inklusive Hangneigung) würde schon zu einem deutlich besseren, zumindest annähernd korrekten Flächenbezug führen. Die über den R6 abgeleiteten Probenflächengrößen sind zwar bekanntlich tendenziell zu klein, haben aber, wenigstens bei zufälliger Baumverteilung im Bestand, einen konstanten prozentualen systematischen Fehler (SLOBODA, 1977) der sich aus dem Verhältnisschätzer P herauskürzt. Durch die notwendige dauerhafte Markierung des Mittelpunktes der 6-Baum-Stichprobe führt dieses Verfahren natürlich auch zu einer Kostensteigerung. Im übrigen wurde der Übergang von Waldflächen- zu Baumzahlanteilen als Zielgrößen zu einem auffälligen Bruch in der WSE-Zeitreihe führen.

Für die Schätzung von *Waldflächenanteilen*, die von Bäumen einer bestimmten Schadklasse bestanden oder auch überschirmt werden, eignet sich als annähernd (s. o.) erwartungstreu Verfahren besser ein Punktclusterverfahren. Dabei handelt es sich um eine feste Zahl von räumlich zueinander fest angeordneten Punkten, die an einem Gitterpunkt des Stichprobennetzes ausgelegt werden (Abb. 1). Jeder

dieser Punkte wird der Schadklasse zugeordnet, zu der derjenige Baum gehört, der diesem Punkt am nächsten steht (Dirichlet-Zellen), oder in dessen Kronenprojektion der Punkt liegt. Die 1. dieser beiden Varianten führt zu einer vollständigen Zuordnung der Waldfläche zu den Bäumen der erhobenen Baumklassen, die 2. nur zur Zuordnung der von diesen Bäumen überschirmten Waldfläche. Bekanntlich sind viele unterschiedliche Standraumdefinitionen denkbar, aber die beiden genannten zeichnen sich durch eine praktikable Aufnahmetechnik aus. Ein Wechsel vom bisherigen zu diesem Punktclusterverfahren würde zwar ein völlig anderes als das bisher ausgewählte Baumkollektiv in die Stichprobe gelangen lassen, aber die beiden Stichprobenerhebungen wären weiterhin voneinander abhängig, da die Gitterpunkte des Rasters natürlich unverändert in denselben Beständen liegen. Es käme also einmalig zu einer nicht verschwindenden aber doch abgeschwächten Korrelation zwischen aufeinanderfolgenden Anteilschätzungen. Ein schwerwiegender Nachteil wäre jedoch das Beenden der meisten Einzelbaumzeitreihen.

5. STICHPROBENFEHLER BEI UNTERSCHIEDLICHEM ERHEBUNGS-AUFWAND

Um unterschiedliche Varianten des Erhebungsaufwandes vergleichen zu können, müssen Stichprobenfehler aus den Daten geschätzt werden. Der übliche Schätzer für die Varianz von P ist (DE VRIES, 1986, S. 61)

$$V(P) = \frac{1}{\bar{X}^2} \cdot \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (Y_i - PX_i)^2 = \frac{1}{\bar{X}^2} \cdot \frac{N}{N-1} \sum_{i=1}^N (Y_i - PX_i)^2 \quad \text{mit} \quad \bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$$

Dabei wird hier über alle N Gitterpunkte, Wald und Nichtwald, summiert. N wird hier als fester Stichprobenumfang angesehen, während die Anzahl der tatsächlich auf Waldfläche fallenden Gitterpunkte bei Verschiebung des Gitters (stärker) variieren kann. Die Zustandsveränderungen zwischen 2 Inventurterminen (1 und 2) ergeben sich aus

$$\Delta P = P^{(2)} - P^{(1)} = \frac{Y^{(2)}}{X^{(2)}} - \frac{Y^{(1)}}{X^{(1)}} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i^{(2)}}{\sum_{i=1}^N X_i^{(2)}} - \frac{\sum_{i=1}^N Y_i^{(1)}}{\sum_{i=1}^N X_i^{(1)}}$$

mit dem Varianzschätzer

$$V(\Delta P) = V(P^{(1)}) + V(P^{(2)}) - 2 \cdot C(P^{(1)}, P^{(2)})$$

der aus den geschätzten Varianzen von $P^{(1)}$ und $P^{(2)}$ gemäß der weiter oben angegebenen Formel und dem Kovarianzschätzer

$$C(P^{(1)}, P^{(2)}) = \frac{1}{X^{(1)} X^{(2)}} \cdot \frac{N}{N-1} \sum_{i=1}^N (Y_i^{(1)} - P^{(1)} X_i^{(1)}) (Y_i^{(2)} - P^{(2)} X_i^{(2)})$$

besteht. Die Berücksichtigung von unterschiedlichen Verdichtungsgebieten sowie eventuell auch unterschiedlichen Netzdichten für die beiden Altersklassen erfordert etwas komplexere Formeln, die hier aus Platzgründen nicht angegeben werden.

Wir betrachten im folgenden immer die Schätzung der Zustandsveränderung zwischen 1991 und 1994 in Niedersachsen, deren statistische Absicherung von besonderem Interesse ist. Die Tabellen enthalten angenäherte 90 %-Konfidenzintervalle für $P^{1994} - P^{1991}$ gemäß

$$[\Delta P - 1,65 \cdot \sqrt{V(\Delta P)}, \Delta P + 1,65 \cdot \sqrt{V(\Delta P)}]$$

Tabelle 2 zeigt zunächst die Ergebnisse für die Flächenanteilschätzungen auf der Basis der kompletten niedersächsischen Vollstichprobe mit sämtlichen Verdichtungen nach dem bisherigen Verfahren.

Abgesehen von den Klassen 3 und 4, wo die Veränderungen alle unter 0,5 %punkten liegen und auch nicht signifikant von 0 abweichen, ist lediglich eine Veränderung von 2 %punkten bei der Schadklasse 1 für die Baumart Eiche nicht signifikant, da die 0 im angegebenen Intervall von -7 % bis +4 % enthalten ist. Für alle anderen Veränderungen von -3 %punkten und mehr bleibt die 0 außerhalb der Intervalle.

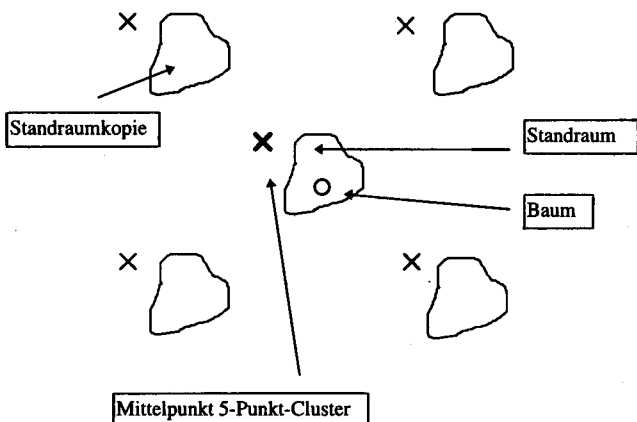


Abb. 1

Beispiel eines 5-Punkt-Clusters (Ein Baum wird klassifiziert, wenn der Cluster-Mittelpunkt in seinen Standraum oder eine der 4 Standraumkopien fällt)

Example of a 5-point cluster (A tree is classified, if the cluster's midpoint belongs to its growing space or one of the 4 copies of the growing space)

Tab. 2
 90 %-Konfidenzintervalle für $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$ (Vollstichprobe)
 90 % confidence intervals for $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$ (full sample)

%	Schadklassen						
	Gruppen	0	1	2	3	4	2-4
Fichte		[-10, -5]	[1, 7]	[2, 6]	[-1, 0]	[0, 0]	[1, 5]
Kiefer		[-18, -12]	[5, 11]	[5, 8]	[0, 1]	[0, 0]	[5, 9]
Nadel gesamt		[-15, -11]	[6, 10]	[4, 7]	[0, 0]	[0, 0]	[4, 7]
Buche		[-23, -15]	[5, 13]	[6, 13]	[0, 1]	[0, 0]	[6, 13]
Eiche		[-29, -18]	[-7, 4]	[20, 30]	[0, 1]	[-1, 0]	[20, 30]
Laub gesamt		[-21, -16]	[4, 9]	[10, 14]	[0, 1]	[0, 0]	[10, 14]

Wie stark vergrößern sich nun diese Konfidenzintervalle bei reduziertem Aufwand? Wir diskutieren eine Ausdünnung des Gitters auf ein einheitliches 4 km x 4 km-Grundnetz ohne weitere Verdichtungen (siehe a)), eine Beschränkung auf eine anstelle von 4 6-Baum-Stichproben je Punkt (b)) und eine Halbierung des Netzes für Bestände unter 60 Jahren.

a) Verwendet man anstelle der Vollstichprobe mit allen Verdichtungen lediglich das einheitliche 4 km x 4 km-Grundnetz, so ergibt sich Tabelle 3, die mit Tabelle 2 zu vergleichen ist. Die Klassen 2 bis 4 wurden wegen der sehr schwachen Besetzung der Klassen 3 und 4 nicht mehr gesondert aufgeführt. In keinem Fall ist eine Verbreiterung der Intervalle um mehr als einen Prozentpunkt zu beobachten. Dieses einheitliche Grundnetz liefert also für Niedersachsen immer noch einen vollkommen ausreichenden Stichprobenumfang.

Die Intervalle in Tabelle 3 beruhen alle auf den aus der Vollstichprobe geschätzten Varianz- und Kovarianzkomponenten der einzelnen Verdichtungsgebiete, aus denen mit Hilfe der reduzierten Stichprobenumfänge des Grundnetzes die Varianz der Schätzung der Veränderung bestimmt wird.

Tab. 3
 90 %-Konfidenzintervalle für $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$
 (4 km x 4 km-Gitter)
 90 % confidence intervals for $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$
 (4 km x 4 km grid)

%	Schadklassen			
	Gruppen	0	1	2-4
Fichte		[-11, - 4]	[1, 7]	[1, 6]
Kiefer		[-18, -12]	[5, 11]	[5, 9]
Nadel gesamt		[-15, -11]	[6, 10]	[4, 7]
Buche		[-23, -15]	[5, 14]	[6, 14]
Eiche		[-29, -18]	[-8, 4]	[20, 31]
Laub gesamt		[-22, -15]	[3, 9]	[10, 15]

b) Um zu prüfen, ob sich die zu erwartende Homogenität der Blatt- und Nadelverluste innerhalb von Beständen im Vergleich zur Inhomogenität zwischen Beständen merklich auf den Stichprobenfehler auswirkt, wurden weitere Auswertungen betrachtet, die ledig-

lich auf einer einzigen der 4 Ecken jedes Kreuztraktes beruhen. Das Ergebnis für das bisherige Verfahren ist in Tabelle 4 wiedergegeben.

Tab. 4
 90 %-Konfidenzintervalle für $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$
 (4 km x 4 km-Gitter, 1 Traktecke)
 90 % confidence intervals for $P_{\%}^{1994} - P_{\%}^{1991}$
 (4 km x 4 km grid, 1 6 tree sample)

%	Schadklassen			
	Gruppen	0	1	2-4
Fichte		[-13, -5]	[2, 11]	[-1, 6]
Kiefer		[-20, -13]	[7, 15]	[4, 8]
Nadel gesamt		[-17, -12]	[8, 13]	[3, 6]
Buche		[-24, -13]	[1, 13]	[6, 16]
Eiche		[-30, -17]	[-11, 7]	[18, 32]
Laub gesamt		[-21, -14]	[0, 9]	[10, 17]

Betrachtet man die 4 Hauptbaumarten, so zeigt sich, daß die Konfidenzintervalle und damit auch die Stichprobenfehler im Durchschnitt nur um den Faktor 1,3 größer werden und dies bei einer Reduktion der Anzahl interpretierter Bäume auf ein Viertel der ursprünglichen. Bei der Zustandsschätzung beträgt dieser Faktor sogar nur 1,2. Eine ebensogroße Reduktion der Baumzahl würde man alternativ auch durch die Beschränkung auf ein 8 km x 8 km-Gitter erreichen, d. h. durch ein Viertel der Traktanzahl. Dies würde aber bekanntlich zu einer Verdoppelung des Stichprobenfehlers führen. Ohne Berücksichtigung von Kosten oder Arbeitszeiten würde dies eindeutig dafür sprechen, bei notwendigen Sparmaßnahmen die Anzahl der Traktecken zu reduzieren anstatt die Anzahl der Trakte.

Es ist nicht einfach, genaue Zeitangaben für die Wegzeiten zwischen den Gitterpunkten einerseits und die Aufnahmezeiten je Traktecke andererseits zu erhalten. Darüberhinaus hängen diese sicher auch von den vorherrschenden Geländeformen (Flachland/Bergland) und auch der Verteilung der Waldflächen in einem Bundesland ab. In Niedersachsen geht man davon aus, daß pro 8stündigem Arbeitstag im 4 km x 4 km-Netz etwa 6 Trakte mit je 24 Bäumen zu bearbeiten sind. Dabei wird im Durchschnitt von folgenden Zeiten ausgegangen:

- 50 Min. für Anfahrt (35 Min.) und Aufsuchen des Punktes (15 Min.);
- 10 Min. Fixzeit am Punkt (Ersatzbaumwahl, Nachmarkierungen etc.);
- 5 Min. für die Aufnahme einer Traktecke.

Die Gesamtzeit je Punkt beträgt also bei Aufnahme aller 4 Ecken etwa 80 Min. Verzichtet man auf 3 der 4 Ecken, so beträgt die Zeit je Punkt nur noch 65 Min., und der Stichprobenfehler vergrößert sich, wie wir gesehen haben, um den Faktor 1,3.

Dieselbe Vergrößerung des Stichprobenfehlers ergibt sich auch, wenn stattdessen alle Traktecken beibehalten werden und die Zahl der Trakte auf $1,3^{-2} \cdot 100\% = 59\%$ reduziert wird. Nehmen wir in erster Näherung an, daß sich die Fahrzeit zwischen den Punkten dann auf etwa $35 / \sqrt{0,59} = 45$ Min. erhöht. Dieser Annahme liegt zu Grunde, daß sie sich bei Verdoppelung der Gitterabstände und damit Reduktion auf 25% der Trakte verdoppelt, d. h. sich auf $35 / \sqrt{0,25} = 70$ Min. erhöht. Dann erhöht sich die Zeit je Punkt insgesamt auf 90 Min. Wegen der gleichzeitigen Reduktion der Traktanzahl ergibt sich insgesamt eine Zeitreduktion um den Faktor $90/80 \cdot 0,59 = 0,67$ gegenüber dem Faktor $65/80 = 0,81$ bei Verzicht auf 3 Ecken je Punkt. Eine Reduktion der Traktanzahl ist der Reduktion der Anzahl der Traktecken unter Berücksichtigung der genannten Zeitannahmen somit überlegen. Erst bei der Erhebung von zusätzlichen Variablen an den Traktecken, wie z. B. von Dichteparametern, und damit einer Erhöhung der Arbeitszeiten je Traktecke könnte sich eine Reduktion der Eckenanzahl als vorteilhafter erweisen.

c) Die Halbierung des Netzes für Bestände unter 60 Jahren erhöht nur für dieses Kollektiv den Stichprobenfehler um den Faktor $\sqrt{2}$, um einen Faktor zwischen 1 und $\sqrt{2}$ für die Gesamtauswertung über beide Altersklassen, und sie bleibt natürlich ohne Auswirkung auf das Kollektiv der über 6 Jahre alten Bäume.

6. ZUR ZUVERLÄSSIGKEIT DER STANDRAUMFUNKTIONEN

Zur Überprüfung der verwendeten Standardraumfunktionen bieten sich die Daten der WSE 1984 in Niedersachsen an, bei der noch die Abstände vom Mittelpunkt jeder Sechsbäumstichprobe zum 6. Baum erfaßt wurden. Sie ermöglichen somit eine Berechnung der Probeflächengröße (R6-Fläche) sowie die Schätzung von Stammzahlen und stellen damit natürlich einen wesentlich korrekteren Flächenbezug her als die Standardraumfunktionen, die auf Ertragstafelwerten mittlerer Bonitäten beruhen. Da Hangneigungen für die Probeflächen nicht vorlagen, wurden die Harzwuchsbezirke, in denen die extremsten Neigungen zu erwarten sind, aus der Analyse ausgeschlossen, die dann noch auf 1699 Sechsbäumstichproben beruht. Zu vergleichen sind damit die Probeflächengrößen bzw. Stammzahlen, die sich durch Aufsummieren der jeweils 6 Einzelbaumstandräume gemäß den Standardraumfunktionen ergeben (Standardraumfläche). Über alle Stichproben hinweg ergab sich, daß die Standardraumflächen etwa 15% kleiner sind als die R6-Flächen. Der Korrelationskoeffizient lag bei 0,75. Die Stammzahlen werden mit Hilfe der Standardraumflächen insgesamt um 12% höher geschätzt als mit den R6-Flächen. Diese systematischen Unterschiede sind jedoch nicht einheitlich, wenn man unterschiedliche Baumarten bzw. unterschiedliche Schadklassen innerhalb der Baumarten betrachtet (Tab. 5). Bei Fichte und Kiefer ähneln sich die Fehler, während bei der Buche die geringere Überschätzung durch die Standardraumfunktionen in den Klassen 2 bis 4 auffällt und bei der Eiche sogar eine erhebliche Unterschätzung von 17% in diesen Klassen.

Dennoch wirken sich diese unterschiedlichen Diskrepanzen insgesamt gesehen bei der Schätzung von relativen Häufigkeiten nur sehr geringfügig aus (Tab. 6). Nur bei der Eiche ergeben sich Differenzen von 2 bis 3 Prozentpunkten.

Tab. 5

Abweichungen zwischen Standard- und R6-Stammzahlen in %
Differences between stem numbers related to sample plot areas calculated from radiuses of 6 tree samples and estimated growing spaces of single trees, respectively, in %

Gruppen	Schadklassen		
	0	1	2-4
Fichte	15	20	22
Kiefer	19	17	21
Buche	14	10	6
Eiche	8	-3	-17

Tab. 6

Vergleich von Stammzahlprozenten 1984 (ohne Harz), geschätzt über Standardraum- und R6-Flächen
Comparison of percentages of trees, derived from the different sample plot areas 1984 (without Harz)

Gruppen	Schadklassen					
	0		1		2-4	
	R6	Standr.	R6	Standr.	R6	Standr.
Fichte	57	56	28	28	15	16
Kiefer	61	61	31	31	8	8
Buche	63	64	34	33	3	3
Eiche	63	66	30	28	7	5

Die Untersuchung der Genauigkeit der Flächenanteilschätzungen mit Hilfe der Standardraumfunktionen war nicht möglich, da auch mit Hilfe des R6 natürlich keine Einzelbaumstandräume hergeleitet werden können.

7. ZUSAMMENFASSUNG

Die vorliegende Untersuchung zeigt klar, daß die Ergebnisse der Waldschadensinventur in Niedersachsen in guter Näherung als Waldflächenanteile, auf denen Bäume (der KRAFTSchen Klassen 1 bis 3) einer Schadklasse stehen, interpretiert werden können, jedoch bei altersklassenübergreifenden Auswertungen sicher nicht als Stammzahlprozent. Alternative Stichprobenverfahren mit geringeren oder sogar nahezu ohne systematische Fehler existieren, erfordern aber einen deutlich höheren Erhebungsaufwand und würden teilweise auch zur Aufnahme von völlig neuen Baumkollektiven führen und damit die bestehenden, für die Waldschadensforschung bedeutsamen Einzelbaumzeitreihen beenden.

Eine Möglichkeit zur Einsparung von Kosten besteht in der Ausdünnung des bestehenden Stichprobennetzes auf ein einheitliches 4 km x 4 km-Netz, die sich nur unwesentlich auf die Stichprobenfehler auswirkt. Ein Verzicht auf Traktecken erscheint trotz der großen Homogenität innerhalb der Trakte bei dem derzeitigen geringen Zeitbedarf je Ecke im Vergleich zu den Fahrzeiten zwischen den Gitterpunkten sowie den fixen Zeiten je Punkt nicht sinnvoll. Die Halbierung des Stichprobenumfangs für Bestände unter 60 Jahren führt zu einer wohl vertretbaren Vergrößerung des Stichprobenfehlers für das Gesamtkollektiv. Präzisere Angaben dazu stehen noch aus.

Die in der Einleitung erwähnten Quadratschproben sollten nicht weitergeführt werden, da sie zu einer gerichteten Auswahl von Bäumen mit freieren Kronen und damit zu einer potentiellen Quelle systematischer Fehler führen.

8. Summary

Title of the paper: *Theoretical analysis of the forest disease inventory in Lower Saxony.*

It was shown clearly that the results of the forest disease inventory in Lower Saxony can be interpreted approximately as proportions of forest area covered with trees (leading social classes) of certain disease classes. They cannot be interpreted as percentages of trees belonging to a disease class, if evaluation is done for a larger range of age classes. Less biased, alternative sampling techniques exist, but they require a larger amount of time for data collection and one of them would even lead to a new sample tree population finishing the existing time series of sample trees.

It is possible to save costs by reducing the actual sample grids to a common 4 km x 4 km grid without a remarkable increase of sampling errors. In spite of the obvious homogeneity of satellite clusters at a sample point, a reduction of the number of satellites is not economic because of the time consuming movements between sample points in comparison with the relatively short time spent per satellite. Halving the grid for sample points younger than 60 years might be an additional way for saving inventory costs, which needs further discussion.

9. Résumé

Titre de l'article: *Analyse théorique de l'inventaire par échantillonnage effectué pour évaluer les dommages subis par les forêts de la Basse-Saxe.*

La présente étude montre clairement que les résultats de l'inventaire des dommages subis par les forêts de la Basse-Saxe peuvent valablement s'interpréter si l'on admet qu'ils concernent des parties des surfaces boisées sur lesquelles se trouvent des arbres (des classes 1 à 3

de KRAFT) appartenant à telle ou telle classe de dommages; il n'en serait sûrement plus ainsi en ce qui concerne les pourcentages en nombre de tiges dans le cas d'interprétations sortant du cadre des classes d'âge. Certes il existe des modalités alternatives d'inventaires par échantillonnage pour lesquelles les erreurs systématiques sont minimales, voire même absentes, mais elles entraînent des coûts beaucoup plus élevés et nécessitent, au moins partiellement, d'inventorier de nouvelles collectivités d'arbres, et de ce fait de renoncer au suivi d'un certain nombre d'individus auquel on procédait, alors qu'un tel suivi est particulièrement intéressant pour les recherches sur les dégâts en forêt.

Une possibilité de réduire les coûts consisterait à réduire le réseau des placettes-échantillons mis en place à un maillage unifié à 4 km x 4 km, ce qui n'aurait qu'une répercussion limitée sur l'erreur d'échantillonnage. Renoncer à certains points d'intersection entre les transects n'apparaît pas judicieux, nonobstant la grande homogénéité de ces transects, compte tenu de ce que le temps nécessaire actuellement à chaque intersection est faible comparé à celui que requièrent les déplacements entre les points de la grille, ainsi qu'au temps fixe par point. La division par 2 de la circonférence des placettes quand il s'agit de peuplement âgés de moins de 60 ans conduit à une augmentation tout à fait normale de l'erreur d'échantillonnage pour la collectivité toute entière. Des données plus précises sur ce point manquent encore.

Les placettes carrées, évoquées dans l'introduction de cet article, ne doivent plus être utilisées à l'avenir car elles conduisent à choisir préférentiellement les arbres aux cimes bien dégagées, ce qui crée, ipso facto, une source potentielle d'erreurs systématiques. J. M.

10. Literatur

- BML: Waldzustandsbericht der Bundesregierung. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Bonn, 1996
- SLOBODA, B.: Mathematische und stochastische Modelle zur Beschreibung der Statik und Dynamik von Bäumen und Beständen, insbesondere das bestandespezifische Wachstum als stochastischer Prozeß. Habilitationsschrift, Freiburg, 1976
- VRIES, P. G. DE.: Sampling Theory for Forest Inventory. Springer-Verlag, Berlin 1986