

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

## German Journal of Forest Research

### INHALTSVERZEICHNIS

#### AUFSATZE

- O. Gailing, H. Wachter,  
J. Heyder, M. Rogge  
und R. Finkeldey      Chloroplast DNA analyses of very old, presumably autochthonous  
*Quercus robur* L. stands in North Rhine-Westfalia ..... 221  
(Untersuchung der Chloroplasten-DNA-Variation in sehr alten,  
vermutlich autochthonen Beständen der Stieleiche [*Quercus robur*  
L.] in Nordrhein-Westfalen)
- C. Kleinn, F. Vilčko,  
L. Fehrmann  
und J. Hradetzky      Zur Auswertung der *k*-Baum-Probe ..... 228  
(About the evaluation of *k*-trees samples)
- M. Pasalodos-Tato,  
T. Pukkala  
und F. Castedo-Dorado      Models for the optimal management of *Pinus radiata* D. Don in  
Galicia (north-western Spain) under risk of fire ..... 238  
(Managementmodelle zur Optimierung des Anbaus der Monterey-  
Kiefer in Nordwest-Spanien mit verschiedenen Waldbrand-  
Risiken)
- H. Bäuerle,  
A. Nothdurft,  
G. Kändler  
und J. Bauhus      Monitoring von Habitatbäumen und Totholz auf Basis von Stich-  
proben ..... 249  
(Monitoring habitat trees and coarse woody debris based on sam-  
pling schemes)
- NACHRUFE ..... 260

**180. JAHRGANG 2009 HEFT 11/12 NOV./DEZ.  
J. D. SAUERLANDER'S VERLAG · FRANKFURT AM MAIN**

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

## German Journal of Forest Research

herausgegeben von

**Dr. Karl-Reinhard Volz**

o. Professor der Forstwissenschaft  
an der Universität Freiburg i. Br.  
(Editor in chief)

unter Mitwirkung von  
(Subject editors):

*Waldbau und Ökologie:* Christian Ammer, Göttingen

*Ertragskunde und Forstinventur:* Christoph Kleinn, Göttingen

*Bodenkunde und Waldernährung:* Ernst Hildebrand, Freiburg

*Forstbiologie und Forstpflanzzüchtung:*

Reiner Finkeldey, Göttingen

*Forstökonomie und Forstplanung:* Bernhard Möhring, Göttingen

*Forstzoologie und Forstschutz:* Stefan Schütz, Göttingen

*Holzkunde und Forstbenutzung:* Udo Sauter, Freiburg

*Forstgeschichte, Forstpolitik und Landespflege:*

Karl-Reinhard Volz, Freiburg

ISSN 0002-5852

*Erscheinungsweise:* Jährlich sechs Doppelhefte.

*Bezugspreis:* Jährlich € 168,- zuzüglich Zustellgebühr; für Studenten und in Ausbildung befindliche Forstreferendare € 134,40 zuzüglich Zustellgebühr. Preis der Einzelhefte je nach Umfang verschieden.

*Bezug:* Durch den Buchhandel oder direkt vom Verlag. Das Abonnement gilt jeweils für einen Jahrgang. Es läuft weiter, wenn nicht unmittelbar nach Lieferung des Schlussheftes eines Jahrgangs eine Abbestellung erfolgt.

*Manuskripte* (es werden nur Erstarbeiten veröffentlicht) sind nach vorheriger Anfrage an das Redaktionsbüro einzusenden. Für unverlangt eingegangene Manuskripte wird keine Gewähr übernommen. Rücksendung erfolgt nur, wenn Rückporto beiliegt.

Entsprechend dem international weit verbreiteten Review-Verfahren wird jeder Beitrag von zwei Fachgutachtern (vor allem Mitglieder der Lehrkörper der Forstlichen Fakultäten der Universitäten in Freiburg i. Br. und Göttingen) hinsichtlich Inhalt und Form geprüft.

Die Manuskripte sind möglichst auf Diskette und in dreifacher Ausfertigung einzureichen. Sie sollten 3 bis 4 (maximal 6 Druckseiten) umfassen. Hierbei entspricht eine Druckseite ungefähr einem zweiseitigen Text mit 12-Punkt-Schrift in Times New Roman. Neben einem möglichst kurz gehaltenen Titel der Arbeit sind bis zu maximal 10 Schlagwörter und key words anzugeben. Manuskripte mit Tabellen und Abbildungen werden nur angenommen, wenn die Tabellen-Überschriften und die Abbildungsunterschriften in deutscher und englischer Sprache abgefasst sind. Der Beitrag soll neben einer deutschen Zusammenfassung eine Zusammenfassung in englischer Sprache (Summary mit Title of the paper) enthalten. Die Übersetzung ins Französische (Résumé) erfolgt i. Allg. durch den Verlag.

Um unnötige Korrespondenz zu vermeiden, werden die Autoren gebeten, bei Abfassung ihres Manuskriptes eine neuere Ausgabe der Allgemeinen Forst- und Jagdzeitung sowie die beim Verlag und

bei den Herausgebern erhältlichen „Hinweise für die Autoren“ zu beachten.

Die in dieser Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Übersetzung, Nachdruck – auch von Abbildungen –, Vervielfältigung auf photomechanischem oder ähnlichem Wege oder im Magnettonverfahren, Vortrag, Funk- und Fernsehsendung sowie Speicherung in Datenverarbeitungsanlagen – auch auszugsweise – bleiben vorbehalten. Werden von einzelnen Beiträgen oder Teilen von ihnen einzelne Vervielfältigungsstücke im Rahmen des § 54 UrhG hergestellt und dienen diese gewerblichen Zwecken, ist dafür eine Vergütung gem. den gleichlautenden Gesamtverträgen zwischen der Verwertungsgesellschaft Wort, Abt. Wissenschaft, Goethestr. 49, 80336 München und dem Bundesverband der Deutschen Industrie e.V., dem Gesamtverband der Versicherungswirtschaft e.V., dem Bundesverband deutscher Banken e.V., dem Deutschen Sparkassen- und Giroverband und dem Verband der Privaten Bausparkassen e.V., in die VG Wissenschaft zu entrichten. Die Vervielfältigungen sind mit einem Vermerk über die Quelle und den Vervielfältiger zu versehen. Erfolgt die Entrichtung der Gebühren durch Wertmarken der VG Wissenschaft, so ist für jedes vervielfältigte Blatt eine Marke im Wert von € 0,20 zu verwenden.

*Anzeigenannahme:* J. D. Sauerländer's Verlag, Finkenhofstraße 21, D-60322 Frankfurt am Main.

*Anzeigenpreis:* Die 43 mm breite mm-Zeile € 0,44. Für Geschäftsanzeigen gilt die Preisliste Nr. 8. Anfragen an Verlag erbeten.

*Verlag:* J. D. Sauerländer's Verlag, Finkenhofstraße 21, D-60322 Frankfurt am Main, Telefon (0 69) 55 52 17, Telefax (069) 5 96 43 44. eMail: aulbach@sauerlaender-verlag.com Internet: www.sauerlaender-verlag.com *Bankkonten:* Commerzbank, Frankfurt a. M. 5 408 075; Postbankkonto: Frankfurt a. M. Nr. 896-607.

This journal is covered by ELFIS, EURECO, CAB Forestry Abstracts, Chemical Abstracts, by Current Contents Series Agriculture, Biology and Environmental Sciences (CC/AB), Scopus and by the Science Citation Index® (SCI®) of Institute for Scientific Information.

### Die Anschrift des Herausgebers:

Prof. Dr. KARL-REINHARD VOLZ, Institut für Forst- und Umweltpolitik der Universität Freiburg, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg

### Die Anschrift des Redaktionsbüros:

SABINE DEHN, Institut für Forst- und Umweltpolitik, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg. Tel. 0049-761-203 3713, Fax: 0049-761-203 3705. E-Mail: [sabine.dehn@ifp.uni-freiburg.de](mailto:sabine.dehn@ifp.uni-freiburg.de)

### Die Anschriften der korrespondierenden Autoren von Heft 11/12 des 180. Jahrgangs:

HEIDI BÄUERLE, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Biometrie und Informatik, Postfach 708, D-79007 Freiburg. E-Mail: [heidi.baeyerle@forst.bwl.de](mailto:heidi.baeyerle@forst.bwl.de)

OLIVER GAILING, Michigan Technological University, School of Forest Resources and Environmental Science, 1400 Townsend Drive, Houghton, Mi 49931-9989, USA. E-Mail: [ogailing@mtu.edu](mailto:ogailing@mtu.edu)

CHRISTOPH KLEINN, Abteilung für Waldinventur und Fernerkundung, Burckhardt- Institut, Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Universität Göttingen, Büsgenweg 2, D37077 Göttingen. E-Mail: [ckleinn@gwdg.de](mailto:ckleinn@gwdg.de)

MARIA PASALODOS-TATO, INIA, Instituto Nacional de Investigación y Tecnología Agraria y Alimentaria, Crta. de la Coruña, km. 7,5, E-28040 Madrid, Spain. E-Mail: [pasalodos.maria@inia.es](mailto:pasalodos.maria@inia.es)

### Übersetzung der Résumés,

soweit sie nicht von den Autoren zur Verfügung gestellt wurden: Prof. RENÉ KELLER, 13 Allée des Mirabelles, F-54520 Laxou.



Aufsätze der Allgem. Forst- und Jagdzeitung seit 1949 in einem exklusiven Recherche-Modul auf dieser CD von EURECO: 26.279 Publikationen, 930.000 Keywords, zweisprachige Recherche Deutsch-Englisch, virtuelle Bibliothek, Ausdrücke und Datenport in Profiversion; ab € 49,-, Konstantinstraße 124, Stichwort 'ÖKOWALD', D-53179 Bonn  
<http://www.fh-rottenburg.de/greenlink/oekowald/index.html>

# Chloroplast DNA analyses of very old, presumably autochthonous *Quercus robur* L. stands in North Rhine-Westphalia

(With 2 Figures and 4 Tables)

By O. GAILING<sup>1,✉</sup>, H. WACHTER<sup>2</sup>, J. HEYDER<sup>2</sup>, M. ROGGE<sup>2</sup> and R. FINKELDEY<sup>1</sup>

(Received April 2009)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Quercus robur*; chloroplast haplotypes; autochthonous; old oak stands.

*Quercus robur*; Chloroplastenhaplotypen, autochthon, „tausend-jährige Eichen“.

## 1. INTRODUCTION

Only a few oak stands are specified as autochthonous in the German archive listing stands for the collection of reproductive material (“Erntezulassungsregister”) in North Rhine-Westphalia, for example those of the forest district Rhede (Salm-Salm). However, stand establishment with seeds transported over longer distances is not precluded, and there is evidence for oak seed supply from seed companies located in the southern part of Germany for the establishment of some of the stands in the late 19<sup>th</sup> century (Wachter, personal communication). Since extensive transfer of seeds and plant reproductive material over longer distances started only in the second half of the 19<sup>th</sup> century with the expansion of railway connections, allochthonous oak populations are less likely among stands established before 1850. On the other hand establishment of stands with non-autochthonous material from South Western Europe or from the Balkan region (“Slavonian” oaks) is well-documented by historic documents and supported by chloroplast (cp) DNA analyses for several stands of “Slavonian” oaks established between 1870 and 1910 (BORDÁCS et al., 2002; GAILING et al., 2007a; GAILING et al., 2007b).

Due to their maternal inheritance and the absence of recombination, cpDNA markers are especially suited to analyze large-scale genetic variation patterns. Since the dispersal by seeds is restricted when compared to pollen dispersal in barochorous and wind-pollinated outcrossing trees as oaks, cpDNA markers show a quite low variation within naturally regenerated stands, but a strong differentiation among stands and geographic regions (DUMOLIN-LAPÈGUE et al., 1998; PETIT et al., 2005). Also, differentiation patterns are closely associated with the history of postglacial recolonization of the species (PETIT et al., 2003; PETIT et al., 2002a). In a European-wide study of cpDNA haplotypes more than 82% of the total genetic variation was distributed among populations and less than 18% within populations. In many populations only a single chloroplast haplotype was observed (PETIT et al., 2002a; PETIT et al., 2002b). Thus cpDNA markers are specifically useful for the identification of the geographic origin of oaks. Restrictions relating to this are the occurrence or predominance of a single haplotype over a wide geographic range, for example in the southeastern part of Germany (KÖNIG et al., 2002). In the study area in North Rhine-Westphalia a comparatively high number of haplotypes (in total six

different types) can be observed even in presumably autochthonous stands (KÖNIG and STAUBER, 2004) most likely due to the meeting of populations with different haplotypes that recolonized this area from different glacial refugia (PETIT et al., 2003). This diversity is further increased by different haplotypes in many allochthonous stands (e.g. GAILING et al., 2007a).

The aim of the study is to characterize the chloroplast haplotype composition in old oak stands that had been established between years 1700 and 1840 before extensive seed transfer started with the expansion of the railway system. These results will help to evaluate whether and to which extend genetic variation at cpDNA markers has been affected by natural processes like the postglacial recolonization history of the species and/or by anthropogenic long distance seed dispersal in the study area.

The haplotype composition in these old oak stands is compared to the haplotype distribution that had been assessed in a European-wide inventory of more than 2600 oak stands including 76 presumably autochthonous but more recently established stands from North Rhine-Westphalia (KÖNIG et al., 2002; PETIT et al., 2002b).

Additionally, a total of 63 solitary *Quercus robur* trees with an estimated age between 200 and 700 years from one of these regions were characterized at the same cpDNA markers assuming that the haplotypes in these old trees reflect the original haplotype composition in this region.

The results of the present study will contribute to the identification of stands that had been established with non-indigenous plant material in these growing regions.

## 2. MATERIALS AND METHODS

### 2.1 Plant Material

Leaf material of 20 trees per stand was collected from 24 oak stands in North Rhine-Westphalia in August 2007. All of these stands that had been established before 1850 were in smallholder property suggesting the establishment with indigenous plant material (Table 3). All trees were selected randomly in the stand and labelled individually with numbers; collection of neighbouring trees and of smaller trees at the margins of the stands was avoided. Additionally, two stands with an unknown period of stand establishment in the middle to late 19<sup>th</sup> century were included. The stands are located in the regions “Niederrhein” (stands 1–3), “Münsterland” (stands 4–11), “Sauerland” (stands 13–17) and “Mindener Land” (stands 18–24) (see Figure 1 and Table 3).

Additionally, 63 old solitary oak trees were selected in the „Sauerland“ region with a perimeter between 310 cm and > 600 cm and an estimated age (based on tree shape and crown architecture, and according to historic documents) between 250 and 700 years (Table 4). We assume that the haplotypes in these old trees reflect the original haplotype composition in this region.

### 2.2 DNA isolation

DNA was isolated from fresh leaves (a leaf slice of about 1 cm<sup>2</sup>) with the DNeasy Plant Kit (Qiagen, Hilden, Germany) following

<sup>1</sup>) Department of Forest Genetics and Forest Tree Breeding, Buisgen Institute, Faculty of Forest Sciences and Forest Ecology, University of Göttingen, Buisgenweg 2, D-37077 Göttingen, Germany.

<sup>2</sup>) Landesbetrieb Wald und Holz Nordrhein-Westfalen, Obereimer 13, 59821 Arnsberg.

✉) Corresponding author. New address since June 2009: Michigan Technological University, School of Forest Resources and Environmental Science, 1408 Townsend Drive, Houghton, Mi 49931-9989, USA.

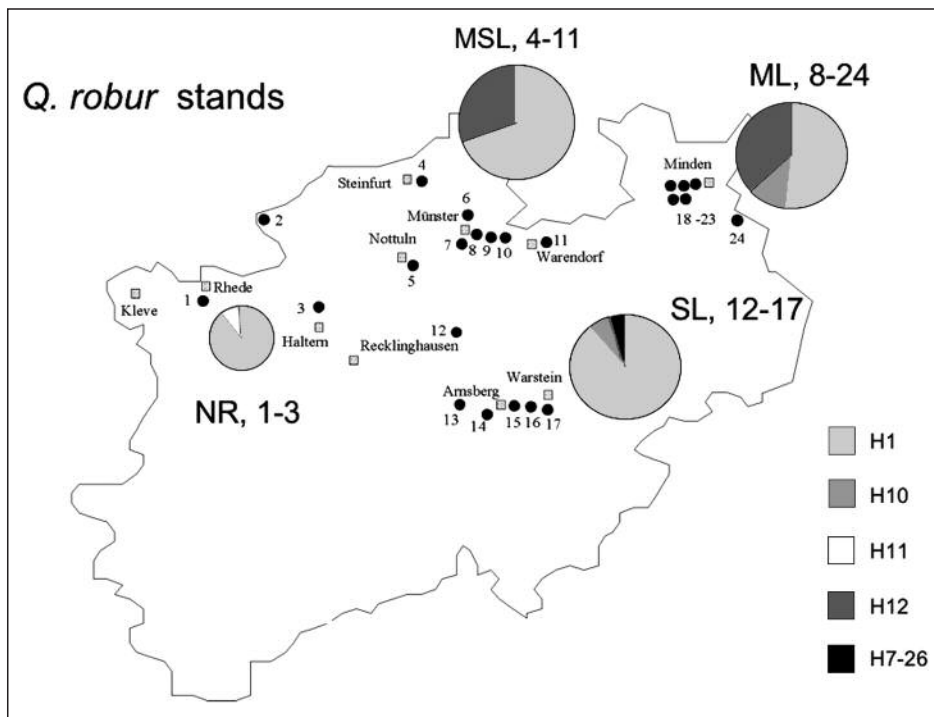


Fig. 1

Haplotype frequencies in 24 old *Quercus robur* stands in North-Rhine Westphalia. Pie charts show the relative haplotype frequencies in four geographic regions: Niederrhein (NR, stands 1-3), Münsterland (MSL, 4-11), Sauerland (SL, 12-17), Mindener Land (ML, 18-24). For absolute frequencies see Table 3.

Häufigkeiten der Haplotypen in 24 alten *Quercus robur* Beständen in Nordrhein-Westfalen.

Die kreisförmigen Diagramme zeigen die relativen Haplotyphäufigkeiten in den vier geografischen Regionen: Niederrhein (NR, Bestand 1-3), Münsterland (MSL, 4-11), Sauerland (SL, 12-17), Mindener Land (ML, 18-24). Die absoluten Häufigkeiten sind in Tab. 3 angegeben.

the manufacturer's instructions. DNA quantity and quality was checked on 1% agarose gels after staining with ethidium bromide.

### 2.3 Chloroplast microsatellites

Chloroplast microsatellites specifically developed for oaks (DEGUILLoux et al., 2003), *ucd4*, *udt4* and *udt1* (Table 1), were analysed in all samples. By the comparison with the PCR-RFLP patterns of different chloroplast regions as described in PETIT et al. (2002b), the chloroplast haplotypes H1, H2, H4, and H17 could be identified unequivocally at *udt4* and *ucd4*. Only H5 and H7-26 showed the same length variants at cpSSRs and were distinguished by PCR-RFLP of the chloroplast region *trnD-trnT* with *TaqI* on 2.5% agarose gels (GAILING et al., 2007a, Table 1). Chloroplast microsatellite *udt1* was used to distinguish between the haplotypes of the southwest European lineage H10 and H11 on the one hand, and H12 on the other hand (Table 2).

PCR reactions were performed in a 15 µl volume containing about 5 ng DNA, 7.5 µl HotstarTaq Master Mix (Qiagen, 0.1 units/µl, Hotstar Taq DNA polymerase, 3mM MgCl<sub>2</sub> and 400 µM dNTPs), and 10 pikomol of each primer. The PCR touch-down program consisted of an initial denaturation for 15 min at 95°C followed by 8 touch-down cycles with a 1 min denaturation at 94°C, a 1 min annealing step at 53°C and 1 min elongation at 72°C. The initial annealing temperature of 53°C was reduced in each cycle by 1°C. The last 33 cycles were performed with an annealing temperature of 45°C. PCR reactions were conducted with one of the primers labelled with the fluorescence dyes 6-FAM or Hex (Metabion). Diluted (1: 400) PCR products were electrophoretically

separated on the ABI 3100 genetic analyser (Applied Biosystems). Fragment sizes were determined with an internal size standard (GS 500 ROX, Applied Biosystems) using the software Genscan 3.7 and Genotyper 3.7 (Applied Biosystems).

### 2.4 PCR-RFLPs

The chloroplast regions *trnL* (UAA) 5' exon -*trnF* (GAA) and *trnL* (UAA) 3' exon -*trnF* (GAA) (TABERLET et al., 1991, Table 1) were amplified and restricted with *HinfI* in order to distinguish between haplotypes H10 and H11 (PETIT et al., 2002b). Since both markers allowed for the distinction of H10 and H11 but the shorter region was easier to amplify, PCR-RFLP of the shorter region *trnL* (UAA) 3' exon -*trnF* (GAA) was applied in most samples.

To distinguish between H5 and H7-26 the chloroplast region *trnD-trnT* was amplified and restricted with *TaqI* (DEMESURE et al., 1995). Designation of the haplotypes was performed according to PETIT et al. (2002b). For that purpose control samples with known haplotypes were included in the study.

PCR reactions for *trnL-trnF* regions were performed in a 15 µl volume with 1.5 µl 10x PCR buffer from Qiagen containing 15 mM MgCl<sub>2</sub> and 1.5 µl MgCl<sub>2</sub> (25mM), 0.8 µl of each primer (5 pikomol/µl), 0.4 µl dNTPs (Fermentas, 2.5mM each), 2.0 µl 5x Q solution (Qiagen) 0.2 µl Hotstar Taq polymerase (5 units/µl, HOT FIREPol, Solis BioDyne, Estonia) and 8.8 µl HPLC H<sub>2</sub>O. The PCR profile consisted of an initial denaturation at 95°C for 15 min followed by 35 cycles of denaturation at 94°C for 45 sec, annealing at 50°C for 45 sec and elongation for 90 sec at 72°C, and a final extension step at 72°C for 20 min.

Tab. 1  
**Description of chloroplast DNA regions.**  
**Beschreibung der Chloroplasten-DNA Regionen.**

locus	primer sequences (5'-3')	motif	length (bp)	T <sub>a</sub> (°C)	location	Author
<i>udt4</i>	FAM-GATAATATAAAGAGTCAAAT	(A) <sub>9</sub>	144-145	touch	Intergenic <i>trnE-trnT</i>	DEGUILLOUX et al. 2003
	CCGAAAGGTCCTATACCTCG				down	
<i>ucd4</i>	FAM-TTATTTGTTTTTGGTTTCACC	(T) <sub>12</sub>	93-96	touch	Intergenic <i>ycf6-psbM</i>	DEGUILLOUX et al. 2003
	TTCCCATAGAGAGTCTGTAT				down	
<i>udt1</i>	HEX-ATCTTACACTAAGCTCGGAA	(A) <sub>11</sub>	80-82	touch		DEGUILLOUX et al. 2003
	TTCAATAACTTGTTGATCCC				down	
<i>trnDT</i>	ACCAATTGAACTACAATCCC		~1800	54.5	tRNA-(GUC)	DEMASURE et al. 1995
	CTACCACTGAGTTAAAAGGG				-tRNA- (GGU)	
<i>trnLF (ef)</i>	GGTTCAAGTCCCTCTATCCC		~380	50.0	tRNA- (UAA) 3' exon	TABERLET et al. 1991
	ATTGAACTGGTGACACGAG				tRNA- (GAA)	
<i>trnLF (cf)</i>	CGAAATCGGTAGACGCTACG		~920	50.0	tRNA- (UAA) 5' exon	TABERLET et al. 1991
	ATTGAACTGGTGACACGAG				tRNA- (GAA)	

Tab. 2  
**Identification of haplotypes with chloroplast microsatellites.**  
**The size of the fragments is shown in base pairs (bp).**  
**Identifizierung der Haplotypen mit Chloroplastenmikrosatelliten.**  
**Die Fragmentgröße ist in Basenpaaren (bp) angegeben.**

Haplotype	<i>ucd4</i>	<i>udt1</i>	<i>udt4</i>
H1	95	80	145
H5/H7-26	94	80	144
H10/H11	95	81	143
H12	95	82	143

PCR reactions for *trnD-trnT* were performed in a 15 µl volume with 0.1 µl Qiagen Taq polymerase (5 units/µl), 0.8 µl of each primer (5 pikomol/µl), 1.5 µl 10 x PCR buffer (Qiagen, containing 15 mM MgCl<sub>2</sub>), 2 µl 5x Q solution (Qiagen), 0.35 µl dNTPs (2.5 mM each) and 6.95 µl HPLC H<sub>2</sub>O. The PCR profile was the same as for *trnL-trnF* except that the initial denaturation time was reduced to 5 minutes.

The restriction reactions were performed by adding 5 µl PCR product to a mix containing 1 unit of the enzyme, 3.5 µl H<sub>2</sub>O and 1 µl 10 x enzyme buffer. The reactions were incubated overnight at 37°C for *Hinf*I and at 65°C for *Taq*I. Restriction fragments of *trnL-trnF* were either separated on 8% polyacrylamid gels and stained with SYBR Green (Molecular Probes) or electrophoretic separation was done with the QIAxcel electrophoresis system (Qiagen, Germany). Restriction fragments of *trnD-trnT* were separated on 2.5% agarose gels and stained with ethidium bromide.

## 2.5 Data analysis

Since loci of the chloroplast genome generally do not recombine (ECHT et al. 1998), haplotypes were determined by the combination of the different chloroplast markers. Haplotype frequencies in each stand were used to calculate within-population diversity (H<sub>S</sub>) and

total diversity of haplotypes (H<sub>T</sub>) with the program RAREFAC (PETIT et al., 1998) with a rarefaction size equalling to the lowest sample size. G<sub>ST</sub> ((H<sub>T</sub>-H<sub>S</sub>)/H<sub>T</sub>) was calculated to partition the genetic diversity among stands.

## 3. RESULTS AND DISCUSSION

### 3.1 Haplotypes in old *Quercus robur* stands

In total 24 stands that had been established in the 18<sup>th</sup> and in the early 19<sup>th</sup> century were characterized at cpDNA markers. H1 as the most frequent variant in western Germany (KÖNIG et al., 2002; KÖNIG and STAUBER, 2004) is also most frequent in the present study (n = 336, 71.5%) followed by H12 (n = 101, 21.5%), H10 (n = 23, 4.9%), H11 (n = 5, about 1%), and H7-26 (n = 5, about 1%). H1 had its glacial refugia most likely in southern Italy, the haplotypes H10, H11 and H12 show a centre of distribution in the southwest and west of Europe and had their glacial refugia on the Iberian Peninsula (PETIT et al., 2002b). H7-26 is the most frequent type in South Eastern Germany (KÖNIG et al., 2002) and had its glacial refugium most likely in southeastern Europe (PETIT et al., 2002b). All these haplotypes have been found in earlier cpDNA analyses of 76 populations from North-Rhine-Westphalia, and there is a striking correspondence in their relative frequencies and distri-

bution (see *Figure 8* in KÖNIG and STAUBER, 2004). In addition to presumably indigenous haplotypes, also haplotypes H2 and H5 with an origin in the Balkan region have been detected (BORDÁCS et al., 2002; KÖNIG and STAUBER, 2004). These haplotypes are most likely not indigenous to the study area and were also predominant in stands with presumed “Slavonian” origin based on historic documents and/or morphological and phenological characterization (GAILING et al., 2007a, GAILING et al., 2007b).

Since all stands in the present study have been established before extensive seed transfer (for example by trains) started, no trees with these “Slavonian” haplotypes are expected. Our results give additional evidence that H5 that was detected in several stands especially in the central and eastern part of Germany (KÖNIG et al., 2002) is not indigenous to the study area.

In 17 out of 24 stands H1 is the predominant type, 8 stands are fixed on this haplotype. In five stands H12 is the predominant haplotype with frequencies between 73.7% and 94.4% per stand. Haplotype 10 is predominant in only one stand (*Table 3*).

The oldest stand (stand number 4 from the “Münsterland” region, established in year 1700) has H1 as the dominant haplotype (19 trees), only one tree shows H12. The second oldest stand (stand 18, year 1730) originated from the “Mindener” region and shows about equal frequencies of H1 (n = 10) and H12 (n = 9). The oldest stand from the “Sauerland” region (stand 17) has H1 as the dominant haplotype (n = 14), but also 5 trees with H7-26, a haplotype that is otherwise predominant in the southeastern part of Germany.

The latter haplotype was also found in 8 old solitary trees from the same region “Sauerland” with an estimated age between 250 and 350 years.

### 3.2 Variation among regions

Overall differentiation between stands calculated with the program RAREFAC (PETIT et al., 1998) is 58.9%. In all of the regions H1 is the most frequent type (*Table 3, Figure 1*). However, H12 shows high frequencies in the regions “Münsterland” and “Mindener Land” while it is virtually absent from the other two regions. H11 is found only in one stand of the “Niederrhein” region, H7-26 in one stand of the “Sauerland” region. H10 is present in low frequencies only in the “Münsterland” and “Mindener” regions. A similar haplotype distribution among geographic regions was also found in earlier studies in presumably autochthonous oak stands (see KÖNIG and STAUBER, 2004).

Since considerable genetic variation was found among stands and geographic regions, the knowledge on the geographic distribution of haplotype frequencies in old putative autochthonous oak stands can contribute to the identification of stands that had been established with introduced plant material. Such stands possibly possess haplotypes, that otherwise do not occur in North-Rhine Westphalia (for example the “Slavonian” haplotypes 2 and 5 or 17) or only in specific regions as the rare haplotypes H7-26, H11 or H4 with restricted geographic distribution in North Rhine-Westphalia (KÖNIG and STAUBER, 2004). Also a mixture of several haplotypes from different geographic origins within one stand is in contradic-

Tab. 3

#### Chloroplast haplotype frequencies in old *Quercus robur* stands. Häufigkeiten der Chloroplastenhaplotypen in den einzelnen Beständen.

Forest district, growing region	Nr.	region	stand	longitude	latitude	Year of establishment	area (ha)	Number of individuals with chloroplast haplotypes				
								H1	H10	H11	H12	H7-26
FA Salm-Salm, Rhede, RWB	1	NR	139B/C	6°44'	51°53'	1839/40	6.7	20	0	0	0	0
FA Salm-Salm, Rhede, RWB	2	NR	307A	7°00'	52°00'	1823	2.9	11	0	5	0	0
Salm-Horstmar, RWB	3	NR	58A	7°11'	51°59'	1833	3.8	19	0	0	1	0
Bentheim, Steinfurt, RWB	4	MSL	10D	7°20'	52°08'	1700	0.5	19	0	0	1	0
Joh. Schulze, Nottuln, RWB	5	MSL	f1. 63; f1st. 46	7°22'	51°54'	1826	2.0	1	0	0	17	0
FA Münster, RWB	6	MSL	53B2	7°27'	51°59'	1819	2.5	5	0	0	14	0
Schulze Pellengahr, RWB	7	MSL	2A	7°37'	51°49'	1800	4	5	0	0	15	0
Austermann, Telgte, RWB	8	MSL	f1. 35, 9	7°45'	51°56'	1790	0.6	19	0	0	1	0
Westerholt, Freckenh., RWB	9	MSL	308B/309A	7°51'	51°52'	1844	6.4	20	0	0	0	0
Westerholt, Freckenh., RWB	10	MSL	12A	7°59'	51°55'	1832	2.7	20	0	0	0	0
Studienfond Münster, RWB	11	MSL	11C	8°06'	51°59'	1817	3.0	20	0	0	0	0
Graf Merveldt, WB	12	SL	3A	7°39'	51°41'	~1871	2.5	19	0	0	1	0
FA Arnsberg, WB	13	SL	413B	7°53'	51°25'	1824	10.4	12	6	0	0	0
FA Arnsberg, WB	14	SL	336B	7°59'	51°21'	1819	4.5	20	0	0	0	0
Stadt Arnsberg, WB	15	SL	51A	8°02'	51°21'	1817	1.6	20	0	0	0	0
Stadt Arnsberg, WB	16	SL	34C	8°02'	51°21'	1802	3.6	20	0	0	0	0
Stadt Warstein, WB	17	SL	242C	8°14'	51°27'	1775	2.5	14	1	0	0	5
Meyer zu Eisen, WB	18	ML	59 C1	8°34'	52°02'	1730		10	0	0	9	0
Ebmeyer, Minden, WB	19	ML	2A1	8°34'	52°07'	1810	2.7	17	0	0	3	0
FA Minden Dalmann, WB	20	ML	8G1	8°38'	52°04'	1793		2	0	0	18	0
FA Minden, Dettring, WB	21	ML	8H	8°38'	52°04'	1793		3	1	0	16	0
FA Minden, Gut Ulenberg, WB	22	ML	2A	8°40'	52°12'	1848-1893	2.9	15	0	0	5	0
FA Minden, IIA	23	ML	164B/165	8°42'	52°24'	1839	10.5	20	0	0	0	0
FA I.VB Horn, HA	24	ML	604A	9°02'	51°53'	1821	3.5	5	15	0	0	0
							SUM	336	23	5	101	5

Growing regions defined according to the FoVG (“Forstvermehrungsgutgesetz”) for the production of reproductive material: RWB (Rheinisch-Westfälische Bucht), WB (Westdeutsches Bergland), HA (Heide und Altmark). Regions according to *Figure 1*: NR: Niederrhein, MSL: Münsterland, ML: Mindener Land, SL: Sauerland. For stands 2, 5, 6, 13 and 18 less than 20 samples have been analysed.

tion with stand establishment with local material or by natural regeneration (see also KÖNIG and STAUBER, 2004).

### 3.3 Haplotypes in old solitary oaks

In total 63 old *Quercus robur* trees from the “Sauerland” region have been characterized at cpDNA markers. They show the same haplotypes H1 (n = 43), H7-26 (n = 8) and H10 (n = 12) that are also present in the old *Q. robur* stands of the same region (Figure 1, 2). There are differences in haplotype frequencies between the three separate subregions HSK (n = 21 for H1, n = 6 for H7-26,

n = 2 for H10), Soest (n = 14 for H1, n = 2 for H7-26, n = 7 for H10) and Unna (n = 8 for H1, n = 3 for H10, see Figure 2, Table 4). Compared to their frequencies in the old oak stands of the same region, H7-26 and H 10 are quite frequent in the solitary trees.

In trees with an estimated age between 350 and 700 years H1 (n = 16) is the most frequent type followed by H10 (n = 2) and H7-26 (n = 2). The oldest trees showed H1 (600 and 700 year old trees, see Table 4).

### 3.4 Distinction between indigenous and non-indigenous *Q. robur* stands

By analysing very old oak stands before extensive seed transfer began, we can gain valuable insights in the cpDNA haplotype composition of that region in the past. In combination with the knowledge on the haplotype distribution in more than 2600 populations in Europe we have very good reference data to distinguish between natural patterns of postglacial recolonization of the species and human interference due to long distance seed transfer. These reference data are useful to identify stands that had been established with non-indigenous material. For example, the technique of chloroplast DNA analyses proved to be applicable to identify stands of presumably “Slavonian” origin (GAILING et al., 2007a) by the identification of haplotypes that were not found in Germany and/or in the study area in an earlier investigation on a European-wide scale (PETIT et al., 2002b). The present study gives additional evidence that these haplotypes have no natural occurrence in North Rhine-Westphalia.

While the identification of non-indigenous stands is possible by identifying haplotypes that have no natural occurrence in the study area, the application of these markers has its limitations due the wide geographic distribution of some haplotypes (PETIT et al. 2002b).

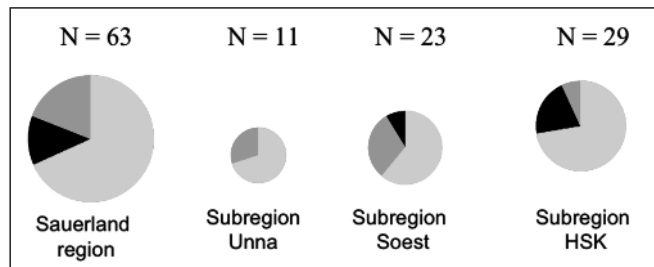


Fig. 2

Relative haplotype frequencies are shown for all 63 very old solitary trees in the “Sauerland” (SL) region and separately for the three subregions Unna, Soest and HSK (“Hochsauerlandkreis”). Absolute frequencies are given in the text. The total number of trees per subregion is indicated. See Fig. 1 for the designation of haplotypes.

Relative Haplotypenhäufigkeiten für alle 63 sehr alten einzelstehenden Eichen in der Region Sauerland (SL) und getrennt für die drei „Subregionen“ Unna, Soest und HSK (Hochsauerlandkreis).

Die absoluten Häufigkeiten sind im Text angegeben.

Die Anzahl der untersuchten Bäume (N) ist angegeben.

Siehe Abb. 1 für die Bezeichnung der Haplotypen.

Tab. 4

### Chloroplast haplotypes in more than 350 years old solitary trees of the “Sauerland” region.

#### Chloroplastenhaplotypen bei sehr alten Eichen („Naturdenkmäler“).

Tree number	haplotype	Perimeter (cm)	year*	subregion	longitude	latitude
11	1	560	1300	Soest	7°58'26"	51°33'52"
24	1	540	1400	HSK	8°14'22"	51°15'49"
9	1	552	1600	Soest	8°9'25"	51°31'11"
10	1	550	1600	Soest	8°10'22"	51°30'59"
14	10	470	1600	Soest	8°27'45"	51°41'27"
32	1	540	1600	HSK	8°28'35"	51°16'46"
4	1	525	1650	Soest	8°8'15"	51°27'47"
5	1	535	1650	Soest	8°9'25"	51°28'10"
6	1	560	1650	Socst	8°9'17"	51°28'6"
7	1	530	1650	Soest	8°9'58"	51°29'26"
8	1	625	1650	Soest	8°10'32"	51°31'20"
12	1	350	1650	Soest	8°4'43"	51°35'25"
16	7-26	530	1650	HSK	8°25'16"	51°20'36"
18	7-26	540	1650	HSK	8°25'16"	51°20'36"
20	10	485	1650	Soest	8°15'1"	51°39'30"
48	1	365	1650	HSK	8°20'2"	51°21'54"
49	1	425	1650	HSK	8°20'1"	51°21'53"
50	1	395	1650	HSK	8°20'	51°21'51"
51	1	322	1650	HSK	8°14'58"	51°21'50"
68	1	532	1650	Unna	7°31'47"	51°39'27"

HSK: Hochsauerlandkreis, \*: estimated year of germination.

Thus, most of the haplotypes that are found in North Rhine-Westphalia are also frequent in other regions of Germany or Europe. For example, the chloroplast lineage comprising H10, H11 and H12 had its glacial refugial area on the Iberian Peninsula and shows a wide distribution in South Western and in Western Europe (PETIT et al., 2002b). For at least one stand of this Southwest European lineage the establishment with non-autochthonous material is well documented. Also, this stand is characterized by late bud burst and late leaf fall, a combination of characters that is not found in indigenous stands of the same area and may be interpreted as an adaptation to different climatic conditions in South Western Europe (GAILING et al., 2003).

#### 4. CONCLUSIONS

Non-indigenous plant material originating from regions with different environmental conditions may be less adapted to their new environment as compared to stands that are naturally regenerated. On the other hand, oak stands (*Q. robur*) that had been established in late 19<sup>th</sup> century with seed material from the Balkan region ("slavonian" oaks) show a better vegetative growth and lower susceptibility to pests, but also a lower seed production than neighbouring indigenous oak stands (WACHTER, 2001). Also, rapid climate change may result in a lower adaptedness of local populations and possibly in a selective advantage of more drought tolerant populations. In any case knowledge on the geographic origin of plant material is important, since genetic differences for adaptive traits might have evolved in response to different environmental conditions in the regions of origin. Plausibility of statements concerning the origin of seeds and seedlings can be tested by the application of cpDNA markers.

We suggest that old oak stands, that had been established before extensive seed transfer started, or stands originating from traditional management practices like coppicing have conserved the original local haplotypes. Such oak stands should be identified based on historic documents and characterized for their cpDNA haplotypes on a wider geographic scale in North Rhine-Westphalia and other regions, in order to create a reference data set in addition to the already existing information (PETIT et al., 2002b) for the identification of non-indigenous stands, and to estimate the effect of human practices as long distance seed transfer on genetic variation patterns at cpDNA.

#### 5. ABSTRACT

Chloroplast DNA markers give valuable information about the geographic origin of oaks and other angiosperms due to their maternal inheritance and the absence of recombination, thus reflecting patterns of seed dispersal. Since the dispersal by seeds is restricted as compared to pollen dispersal, cpDNA markers show low variation within populations but strong differentiation among populations. Because differentiation patterns are strongly associated with the postglacial recolonization history of oaks, the identification of the chloroplast variants (haplotypes) gives valuable information about the geographic origin of populations.

We identified chloroplast haplotypes in a total of 24 *Quercus robur* populations from four regions in North Rhine-Westphalia established between the early 18<sup>th</sup> to the middle of the 19<sup>th</sup> century before extensive seed trade with the expansion of railway connections started. Additionally, 63 very old trees (between 250 and 700 year old) from one region were analysed at the same cpDNA markers. A similar haplotype composition was found in the old solitary trees and in the old oak stands from the same region. H1 as the most frequent variant in western Germany is also the most frequent type in the present study (71.5%) followed by H12 (21.5%), H10 (4.9%), H11 (about 1%) with a centre of distribution in South

Western and Western Europe (PETIT et al., 2002b), and H7-26 (about 1%) as the most frequent type in South Eastern Germany. There was considerable genetic variation among populations (58.9%) and geographic regions generally allowing for the identification of stands that had been established with introduced non-indigenous plant material.

By analysing very old oak stands that had been established before extensive human seed transfer began, we can gain insights in the cpDNA haplotype composition in the past of that region. In combination with the knowledge on the haplotype distribution in more than 2600 populations in Europe we have very good reference data to distinguish between natural patterns of postglacial recolonization of the species and human interference due to long distance seed transfer.

#### 6. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Untersuchung der Chloroplasten-DNA-Variation in sehr alten, vermutlich autochthonen Beständen der Stieleiche (Quercus robur L.) in Nordrhein-Westfalen*

Aufgrund ihrer Vererbung über den Samen können Chloroplasten-DNA-Marker wertvolle Informationen über die geografische Herkunft von Eichen und anderen Angiospermen liefern. Da die Verbreitung über den Samen im Vergleich zur Pollenverbreitung räumlich begrenzt ist, zeigen Chloroplasten (cp)-DNA Marker häufig eine geringe Variation innerhalb, aber eine hohe Variation zwischen Populationen und geografischen Regionen.

Wir haben die Chloroplastenhaplotypen in vier Regionen bei insgesamt 24 *Quercus robur* Beständen bestimmt, die zwischen Anfang des 18. und Mitte des 19. Jahrhunderts zu einer Zeit begründet wurden, bevor extensiver Samenhandel durch das Aufkommen der Eisenbahn einsetzte. Zusätzlich wurden 63 sehr alte Eichen (zwischen 250 und 700 Jahre alt) aus einer Region mit den gleichen Chloroplasten-Markern untersucht. Dabei wurde eine ähnliche Zusammensetzung der Haplotypen gefunden wie in den alten Eichenbeständen der selben Region. Haplotyp 1 als die häufigste Variante im westlichen Teil Deutschlands trat auch in dieser Untersuchung am häufigsten auf (71,5%), gefolgt von den Haplotypen mit südwesteuropäischem Verbreitungsschwerpunkt H12 (21,5%), H10 (4,9%), H11 (ca. 1%) und H7-26 (ca. 1%) mit Verbreitungsschwerpunkt im Südosten Deutschlands. Ein beträchtlicher Anteil der gesamten genetischen Variation war zwischen den Populationen (58,9%) und geografischen Regionen verteilt. Dadurch ist es möglich, im Besonderen anhand seltener Chloroplastenhaplotypen, Bestände voneinander zu unterscheiden, die mit heimischem oder mit eingeführtem Saatgut begründet worden sind.

Durch cpDNA Untersuchungen an sehr alten Eichenbeständen können Aussagen darüber getroffen werden, welche Chloroplastenvarianten vermutlich vorherrschend im Untersuchungsgebiet waren, bevor extensiver Transfer von Eichensaatgut mit dem Aufkommen der Eisenbahn einsetzte. Im Vergleich mit der Verteilung der Chloroplastenhaplotypen in mehr als 2600 über Europa verteilten Eichenbeständen (PETIT et al., 2002b) kann abgeschätzt werden, inwieweit die genetische Variation an Chloroplastenmarkern im Untersuchungsgebiet durch natürliche Prozesse wie die nacheiszeitliche Rückwanderung der Eichen nach Mitteleuropa bzw. durch menschliche Einflüsse (Saatguthandel) beeinflusst wurde.

#### 7. Résumé

Titre de l'article: *Recherches sur la variation de l'ADN chloroplastique dans des peuplements de chêne pédonculé (Quercus robur L.) très âgés et probablement autochtones de Rhénanie du Nord-Westphalie.*



Grâce à leur héritabilité par les graines (héritabilité maternelle sans recombinaison) les marqueurs de l'ADN chloroplastique peuvent fournir des informations précieuses sur l'origine géographique des chênes et d'autres angiospermes. Du fait que la dissémination par les graines, en comparaison avec celle du pollen, est limitée spatialement, les marqueurs de l'ADN chloroplastique (cpDNA) présentent fréquemment une faible variabilité à l'intérieur d'une population, et au contraire une forte variabilité entre populations et entre régions géographiques.

Nous avons déterminé les haplotypes chloroplastiques dans quatre régions sur un total de 24 peuplements de *Quercus robur*, qui furent installés entre le début du 18<sup>ième</sup> et le milieu du 19<sup>ième</sup> siècle à une époque précédant l'apparition d'un commerce de graines intensif grâce au développement du chemin de fer. En outre on étudia 72 très vieux chênes (âgés de 250 à 700 ans) d'une de ces régions, du point de vue des mêmes marqueurs chloroplastiques. Ce faisant on a trouvé une composition des haplotypes analogue à celle des vieux peuplements de chênes de la même région. L'haplotype 1, variante la plus fréquente dans la partie occidentale de l'Allemagne, apparut aussi dans cette étude comme le plus fréquent (71,5%), suivi par les haplotypes, dont le centre de gravité de la dispersion est le Sud-Est de l'Europe, H12 (21,5%), H10 (4,9%), H11 (environ 1%) et H7-26 (environ 1%), ce dernier ayant son centre de gravité dans le Sud-Est de l'Allemagne. Une proportion importante de la variabilité génétique totale était répartie entre les populations (58,9%) et les régions géographiques. De ce fait il est possible, en particulier à l'aide des haplotypes chloroplastiques rares, de différencier les uns des autres des peuplements qui ont été installés à partir de graines d'origine locale ou de graines introduites.

Grâce aux recherches sur les marqueurs chloroplastiques (cpDNA) de très vieux peuplements de chêne on peut dire avec certitude quelles étaient les variantes chloroplastiques probablement dominantes dans le territoire étudié, avant le transfert extensif de semences de chêne apparu avec le développement du chemin de fer. En comparaison avec la répartition des haplotypes chloroplastiques dans plus de 2600 peuplements de chêne en Europe (PETIT et al., 2002b) on peut estimer dans quelle mesure la variabilité génétique des marqueurs chloroplastiques dans le territoire étudié a été influencé soit par des processus naturels comme la reconquête par le chêne de la zone médio-européenne après la dernière glaciation, soit par des interventions humaines (commerce de graines).

R. K.

## 8. Acknowledgements

We wish to thank Mrs. OLGA ARTES and Mrs. O. DOLYNSKA for the technical help in the laboratory. For the help in collecting the plant material we thank Mrs. L. SCHULZE.

## 9. References

- BORDÁCS, S., F. POPESCU, D. SLADE, U. CSAIKL, I. LESUR, A. BOROVICS and P. KÉZDY et al. (2002): Chloroplast DNA variation of white oaks in the northern Balkans and in the Carpathian Basin. *Forest Ecology and Management* **156**, 197–209.
- ECHT, C. S., L. L. DEVERNO, M. ANZIDEI and G. G. VENDRAMIN (1998): Chloroplast microsatellites reveal population genetic diversity in red pine, *Pinus resinosa* Ait. *Molecular Ecology* **7**, 307–316.
- DEGUILLLOUX, M.-F., S. DUMOLIN-LAPÈGUE, L. GIELLY, D. GRIVET and R. J. PETIT (2003): A set of primers for the amplification of chloroplast microsatellites in *Quercus*. *Molecular Ecology Notes* **3**, 24–27.
- DEMESURE, B., N. SODZI and R. J. PETIT (1995): A set of universal primers for amplification of polymorphic non-coding regions of mitochondrial and chloroplast DNA in plants. *Molecular Ecology* **4**, 129–131.
- DUMOLIN-LAPÈGUE, S., M.-H. PEMONGE and R. PETIT (1998): Association between chloroplast and mitochondrial lineages in oaks. *Mol. Biol. Evol.* **15**, 1321–1331.
- GAILING, O., H. WACHTER, J. HEYDER, H.-P. SCHMITT and R. FINKELDEY (2007a): Chloroplast DNA analysis in oak stands (*Quercus robur* L.) in North Rhine-Westphalia with presumably Slavonian origin: Is there an association between geographic origin and bud phenology? *Journal of Applied Botany and Food Quality* **81**, 165–171.
- GAILING, O., H. WACHTER, L. LEINEMANN, B. HOSIUS, R. FINKELDEY, H.-P. SCHMITT and J. HEYDER (2003): Charakterisierung verschiedener Ursprungsgebiete der Späteiche (*Quercus robur* L.) mit Hilfe von DNS-Markern aus dem Chloroplastengenom. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **174**, 227–231.
- GAILING, O., H. WACHTER, H.-P. SCHMITT, A.-L. CURTU and R. FINKELDEY (2007b): Characterization of different provenances of Slavonian pedunculate oaks (*Quercus robur* L.) in Münsterland (Germany) with chloroplast DNA markers: PCR-RFLPs and chloroplast microsatellites. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **178**, 85–90.
- KÖNIG, A. O. and T. STAUBER (2004): Haplotypenbestimmung als Hilfsmittel. In: Vitalität und genetische Variabilität der Eiche in Nordrhein-Westfalen, LOEBF, NRW (ed.), Recklinghausen, 30–36.
- KÖNIG, A. O., B. ZIEGENHAGEN, B. VAN DAM, U. CSAIKL, E. COART, B. DEGEN and K. BURG et al. (2002): Chloroplast DNA variation of oaks in western Central Europe and genetic consequences of human influences. *Forest Ecology and Management* **156**, 147–166.
- PETIT, R., I. AGUINALDE, J. BEAULIEU, C. BITTKAU, S. BREWER, R. CHEDDADI and R. ENNOS et al. (2003): Glacial refugia: Hotspots but not melting pots of genetic diversity. *Science* **300**, 1563–1565.
- PETIT, R., S. BREWER, S. BORDÁCS, K. BURG, R. CHEDDADI, E. COART and J. COTTRELL et al. (2002a): Identification of refugia and post-glacial colonisation routes of European white oaks based on chloroplast DNA and fossil pollen evidence. *Forest Ecology and Management* **156**, 49–74.
- PETIT, R., U. CSAIKL, S. BORDÁCS, K. BURG, E. COART, J. COTTRELL, B. VAN DAM et al. (2002b): Chloroplast DNA variation in European white oaks. Phylogeography and patterns of diversity based on data from over 2600 populations. *Forest Ecology and Management* **156**, 5–26.
- PETIT, R., A. EL MOUSADIK and O. PONS (1998): Identifying populations for conservation on the basis of genetic markers. *Conservation Biology* **12**, 844–855.
- PETIT, R. J., J. DUMINIL, S. FINESCHI, A. HAMPE, D. SALVINI and G. G. VENDRAMIN (2005): Comparative organization of chloroplast, mitochondrial and nuclear diversity in plant populations. *Molecular Ecology* **14**, 689–701.
- TABERLET, P., L. GIELLY, G. PAUTOU and J. BOUVET (1991): Universal primers for amplification of three non-coding regions of chloroplast DNA. *Plant Molecular Biology* **17**, 1105–1109.
- WACHTER, H. (2001): Untersuchungen zum Eichensterben in NRW, Teil II (1951–2000). *Schriftenreihe der Landesforstverwaltung NRW* **13**, 1–112.

# Zur Auswertung der *k*-Baum-Probe

(Mit 6 Abbildungen und 1 Tabelle)

C. KLEINN<sup>1)</sup>, F. VILČKO<sup>1),2)</sup>, L. FEHRMANN<sup>1)</sup> und J. HRADEZKY<sup>3)</sup>

(Angenommen Mai 2009)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*k*-Baum Stichprobe; tendenzfreier Schätzer; Einschlusswahrscheinlichkeit.

*k*-tree sampling; unbiased estimator; inclusion probability.

## 1. EINLEITUNG

Bei der Planung stichprobenbasierter Waldinventuren sind – wie bei allen anderen stichprobenbasierten Studien ebenfalls – drei zentrale Grundfragen zu stellen:

- (1) „Wie sollen die Probepunkte ausgewählt werden?“ (Stichprobendesign);
- (2) „Was wird an den ausgewählten Probepunkten gemacht? Das heißt zum Beispiel: „Wie werden dort die Probebäume ausgewählt?“ und „Welche Beobachtungen werden wie gemacht? (Beobachtungsdesign bzw. Probeflächendesign);“
- (3) „Wie erfolgen die statistischen Schätzungen bzw. Hochrechnungen?“ (Schätzdesign).

Für Stichproben- und Probeflächen-Design stehen in Waldinventuren zahlreiche bewährte Optionen zur Verfügung. Während in Bezug auf das Stichprobendesign die systematische Stichprobe in verschiedenen Varianten die weitaus am häufigsten verwendete Option ist, gibt es hinsichtlich des Probeflächendesigns keine so eindeutige generelle Bevorzugung einer bestimmten Option: Feste Probeflächen haben die längste Tradition und sind intuitiv am zugänglichsten; die entsprechenden Hochrechneralgorithmen wurden für forstliche Anwendungen bereits beschrieben, lange bevor statistisch basierte Stichprobenverfahren entwickelt wurden. Gustav Heyer z.B. beschrieb die Extrapolation der Beobachtungen aus festen Probeflächen in dieser Fachzeitschrift bereits 1861 in seinem Beitrag „Über die Größe von Probeflächen“ (HEYER, 1861); möglicherweise war dieses intuitive Vorgehen damals schon gängige Praxis. Die Winkelzählprobe wird vor allem dann bevorzugt, wenn es um Schätzungen von Grundfläche, Volumen oder Biomasse geht. Cluster-Probeflächen, bei denen die Probefläche in mehrere räumlich getrennte Untereinheiten unterteilt ist, finden vor allem bei Großrauminventuren Einsatz. Die so genannte 6-Baum-Stichprobe schließlich wird verwendet, weil sie einfach und schnell durchzuführen ist; in zahlreichen englischen Referenzen insbesondere aus dem Bereich der quantitativen Ökologie (z.B. SUTHERLAND, 1998; KREBS, 1999) werden solche Punkt-zu-Objekt Abstandsverfahren auch als „flächenfreie Probeverfahren“ bezeichnet (plotless sampling), offenbar weil nicht unmittelbar eine Flächenbestimmung erforderlich (oder möglich) ist; die zugehörigen Auswertungsalgorithmen basieren dann allerdings sehr oft auf der Bestimmung einer virtuellen Referenzfläche.

Im Übrigen ist es hier konsistenter, analog zur Winkelzählprobe von der 6-Baum-Probe zu sprechen (und nicht von 6-Baum Stichprobe), da es sich um eine Variante von Probeflächen handelt und

nicht um eine Variante von Stichprobenverfahren; wir werden deshalb im Folgenden von der 6-Baum-Probe oder der 6-Baum-Probefläche sprechen.

Grundsätzlich gilt, dass das Schätzdesign (d.h. die für die Schätzung anzuwendenden Formeln = Schätzer) für die Auswertung einer Inventur so zu wählen ist, dass aus dem gegebenen Stichprobendesign und dem gegebenen Probeflächendesign „gute“ Schätzungen erfolgen. In der Stichprobenstatistik wird eine „gute“ Schätzung über einige Eigenschaften definiert, von denen die Unverzerrtheit (auch Tendenzfreiheit oder Erwartungstreue genannt) eine wesentliche ist: Ein Schätzer ist dann unverzerrt bzw. tendenzfrei bzw. erwartungstreu (unbiased), wenn der Erwartungswert gleich dem parametrischen (= wahren) Wert ist; das heißt, wenn sich bei gedachten sehr vielen Wiederholungen der Aufnahme (mit demselben Design) im Mittel der wahre Wert der gesuchten Größe ergibt, also zum Beispiel des Mittelwertes oder der Varianz.

Liegt für einen Schätzer Unverzerrtheit nicht vor, so weicht die Schätzung im Mittel vom wahren Wert ab. Ist diese Abweichung klein, so wie das beispielsweise bei der Mittelwert- und Varianzschätzung mit dem Verhältnisschätzer der Fall ist, so wird sie für viele praktische Anwendungen üblicherweise hingenommen. Die Größe der Verzerrung im konkreten Fall bleibt aber unbekannt, wobei die Möglichkeit *erheblicher* Abweichungen besteht, falls nicht theoretisch nachweisbar ist, dass der Schätzer näherungsweise unverzerrt ist. Um solche Abweichungen auszuschließen, werden, wo immer möglich, unverzerrte Schätzer bevorzugt, insbesondere dann, wenn solche Designs ohne deutlichen Mehraufwand verfügbar sind; ansonsten ist man möglicherweise geneigt, auch einen verzerrten Schätzer zu verwenden, weil ein Verfahren schneller und billiger ist. Die Frage der „Qualität“ von Schätzungen und der möglichen ökonomischen Folgen von nicht-optimalen Entscheidungen aufgrund verzerrter Inventurergebnisse ist bislang in der Waldinventur-Forschung in einer erstaunlichen Weise vernachlässigt. Bisweilen kann man allerdings auch den Eindruck haben, dass manchen Forstplanern und auch Inventurplanern die Bedeutung von „Unverzerrtheit“, „Tendenzfreiheit“ oder „Erwartungstreue“ nicht in vollem Umfang bewusst ist.

Es ist wichtig zu erkennen, dass Unverzerrtheit (bei einer stichprobenbasierten Schätzung) nicht eine Eigenschaft des Aufnahmeverfahrens oder des Probeflächendesigns ist, sondern eine Eigenschaft des verwendeten Schätzers. Insofern ist es nicht korrekt zu formulieren, dass ein Stichproben- oder Probeflächenverfahren selbst „verzerrt“ oder „unverzerrt“ sei. Streng genommen ist es ebenso wenig korrekt zu formulieren, eine *Schätzung* (also ein Ergebnis) sei „unverzerrt“ oder „tendenzfrei“ – auch wenn diese Formulierung korrekt verstanden werden kann als „eine auf einem unverzerrten Schätzer basierende Schätzung“. Es ist der Schätzer, der diese Eigenschaft hat. Aus diesem Grund ist bei Verwendung eines verzerrten Schätzers die Verzerrung auch nicht durch eine Vergrößerung des Stichprobenumfangs zu vermeiden. Eine Schätzung selbst weicht natürlich meistens vom wahren Populationswert ab. Im Fall eines unverzerrten Schätzers ist diese Abweichung Ausdruck von Standardfehler und Messfehler und ggfls. Modellfehler; im Falle eines verzerrten Schätzers tritt zu diesen Fehlerquellen ein systematischer Fehler hinzu.

<sup>1)</sup> Abteilung für Waldinventur und Fernerkundung, Burckhardt-Institut, Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Georg-August-Universität Göttingen. E-Mail: [ckleinn@gwdg.de](mailto:ckleinn@gwdg.de), [lfehrma@gwdg.de](mailto:lfehrma@gwdg.de)

<sup>2)</sup> Gegenwärtige Anschrift: SAVCOR IT GmbH, Chorherrngasse 3, D-88364 Wolfegg. E-Mail: [frantisek.vilcko@savcor.com](mailto:frantisek.vilcko@savcor.com)

<sup>3)</sup> Anschrift: Ziegelhofstraße 8, D-79110 Freiburg. E-Mail: [hrazedzky\\_jv@t-online.de](mailto:hrazedzky_jv@t-online.de)

Ein Schätzer kann natürlich nur im direkten Zusammenhang mit dem zugrunde liegenden Stichprobendesign sowie dem verwendeten Probeflächendesign gesehen werden. Wenn die Tendenzfreiheit des Schätzers allein durch das Stichprobendesign bestimmt ist, also durch die Art der Auswahl der Probepunkte, so spricht man auch von designbasierten tendenzfreien Schätzern. Bei den in der vorliegenden Studie betrachteten Schätzern liegt als Stichprobendesign die Zufallsauswahl zugrunde.

Während für z.B. feste Probeflächen und die Winkelzählprobe tendenzfreie Schätzer für Mittelwert und Varianz bei zufälliger Auswahl der Stichprobenpunkte seit langem bekannt sind, wurde ein tendenzfreier Schätzer für die 6-Baum-Probe bei zufälliger Auswahl der Stichprobenpunkte erst kürzlich vorgestellt (KLEINN und VILČKO, 2006b), auch wenn diese schon lange im praktischen Einsatz ist. In diesem Beitrag diskutieren wir einige Eigenschaften der  $k$ -Baum-Probe, stellen den tendenzfreien Schätzer vor, illustrieren ihn an einem einfachen schematischen Beispiel und vergleichen die Ergebnisse mit denen fester Probeflächen und der Winkelzählprobe.

## 2. ZUR GESCHICHTE DER ABSTANDSVERFAHREN

Die Messung von Baum-zu-Baum Abständen zur Charakterisierung von Beständen schlug bereits KÖNIG (1835) in der ersten Ausgabe seines Werkes „Forstmathematik“ vor, allerdings nicht unmittelbar als Probeflächenverfahren, sondern als Eingangsgröße für die tafelbasierte Schätzung der Bestandesgrundfläche. Punkt-zu-Baum Abstandsverfahren wurden dann in den 1950er Jahren mehrfach behandelt: KÖHLER (1952) schlug es zur Vorratsschätzung vor und STOFFELS (1955) beschrieb die 3-Baum Probe zur Schätzung der Stammzahl pro Hektar, wobei er den dritten Baum nur halb zählte. PIELOU (1959) entwickelte und diskutierte Punkt-zu-Objekt Aufnahmen für die Analyse von räumlichen Verteilungsmustern von Pflanzen in ökologischen Studien. PRODAN (1968) und SCHÖPFER (1969a,b) stellten die  $k$ -Baum Probe mit  $k=6$  als geeignet für Forsteinrichtungsinventuren vor und verhalfen damit der so genannten „6-Baum-Stichprobe“ zu umfassendem Einsatz insbesondere in der Forsteinrichtung in Baden-Württemberg. Auch sie stellten in Simulationsstudien unmittelbar fest, dass es bei der 6-Baum-Probe ein Schätzproblem gibt und schlugen einen Schätzer vor, der diesem Problem möglichst gut Rechnung trägt. Eine etwas ausführlichere Darstellung der Geschichte der  $k$ -Baum-Probe findet sich in KLEINN and VILČKO (2006a). Ob allerdings die von KÖHLER (1952) vorgestellte Anwendung des Punkt-zu-Baum Abstandsverfahrens tatsächlich die erste Erwähnung dieser Technik in- und außerhalb der forstlichen Anwendungen war, konnten die Autoren bislang nicht abschließend klären.

Stammabstandsverfahren sind auch Design-Element der Waldzustandsinventuren in Deutschland. Eine Erläuterung dieses Aufnahmeverfahrens findet sich beispielsweise in BMELF (1985). Zwar gibt es Unterschiede zwischen einzelnen Bundesländern, was die räumliche Anordnung der Probeflächen um die ausgewählten Stichprobenpunkte angeht; aber als grundlegendes Probeflächen-Design wird in allen Varianten die 6-Baum-Probe verwendet. Auch bei ökologischen Erhebungen spielen Punkt-zu-Objekt Abstandsverfahren eine Rolle; dies allerdings ganz überwiegend für die Dichteschätzung, also für die Schätzung der Anzahl Objekte pro Flächeneinheit, während in Waldinventuren zahlreiche weitere Größen zu schätzen sind. In den Lehrbüchern zu empirischen Methoden in der Ökologie von SUTHERLAND (1998) und KREBS (1999) beispielsweise ist die Durchführung von Abstandsverfahren in verschiedenen Varianten ausführlich beschrieben.

Andere Autoren diskutieren, dass Abstandsverfahren gut geeignet seien, Maßzahlen zur Waldstruktur abzuleiten (PRETZSCH, 1997; STAUPENDAHL, 2008), da die Verteilung der Abstände zwischen

Objekten und diejenige von Zufallspunkten zu den nächsten Nachbarn ein typisches Charakteristikum räumlicher Punktemuster sind.

## 3. GANGIGE AUSWERTUNGSANSATZE FÜR DIE 6-BAUM-PROBE

Der für die Auswertung der 6-Baum-Probe in Forsteinrichtungsinventuren üblicherweise verwendete Schätzer basiert auf der Annahme eines virtuellen Probekreises, dessen Größe durch den Abstand vom Stichprobenpunkt zum Mittelpunkt des 6.-nächsten Baumes definiert ist. Geht man davon aus, dass auf diesem Probekreis jeweils genau 6 Bäume stehen, dann führt dies zwangsläufig zu einer Überschätzung aller Baum-Attribute, wie sich durch eine einfache Überlegung illustrieren lässt: Der Kreis durch den Mittelpunkt des 6. Baumes ist der kleinst-mögliche Probekreis, der genau 6 Bäume enthält. Dadurch erhält man den größtmöglichen Hochrechnungs-Faktor, wenn man auf z.B. Stammzahl oder Grundfläche pro Hektar hochrechnet. Würde man den Kreis etwas größer machen (aber nur so weit, dass der 7.-nächste Baum gerade noch nicht enthalten ist), dann befinden sich immer noch 6 Bäume im Probekreis, aber der Hochrechnungsfaktor ist kleiner. Diese systematische Überschätzung wurde früh erkannt, und STOFFELS (1955) sowie PRODAN (1968) und SCHÖPFER (1969a,b) schlugen vor, den  $k$ -ten Baum jeweils nur halb zu zählen. Daraus entsteht dann ein einfacher empirischer Schätzer, der in vielen Studien sehr gute Ergebnisse erzielte, der aber nicht die Eigenschaft der Tendenzfreiheit besitzt und in Einzelfällen zu durchaus erheblichen systematischen Fehlern führen kann. Diese werden jedoch nur in Ausnahmefällen als solche erkannt.

Es wurden zahlreiche weitere empirische Schätzer vorgeschlagen, die jeweils aus den Abständen der  $k$  Bäume zum Stichprobenpunkt den Radius eines virtuellen Probekreises ableiten (z.B. MORISITA, 1954; ESSED, 1957; COX, 1971; SMALTSCHINSKI, 1981); *Tabelle 1* im Methodenabschnitt listet die in der vorliegenden Studie verwendeten aus dieser Gruppe der Schätzer. Da es sich bei all diesen Ansätzen um empirische Verfahren handelt, kann deren Qualität nicht allgemeingültig nachgewiesen, sondern nur durch umfangreiche Simulationsstudien an möglichst vielen unterschiedlichen Baumverteilungsmustern beschrieben und verglichen werden. MAGNUSSEN et al. (2008a) führten solche Simulationsstudien durch und kommen zu dem Schluss, dass ein von KLEINN und VILČKO (2006a) vorgeschlagener einfacher empirischer Schätzer in der Gesamtschau (wenn auch nicht immer) beste Ergebnisse zeigte. Dieser einfache empirische Schätzer basiert auf der Annahme eines virtuellen Probekreises, dessen Radius sich aus dem Mittel der Entfernungen vom Probepunkt zum  $k$ -ten und  $(k+1)$ -ten Baum ergibt. Für die 6-Baum-Probe ergibt sich daraus die Empfehlung, die Schätzung so vorzunehmen, dass die dem Stichprobenpunkt nächsten 6 Probebäume auf einem Probekreis beobachtet werden, dessen Radius sich aus dem Mittel der Entfernungen zum 6. und 7. Baum ergibt.

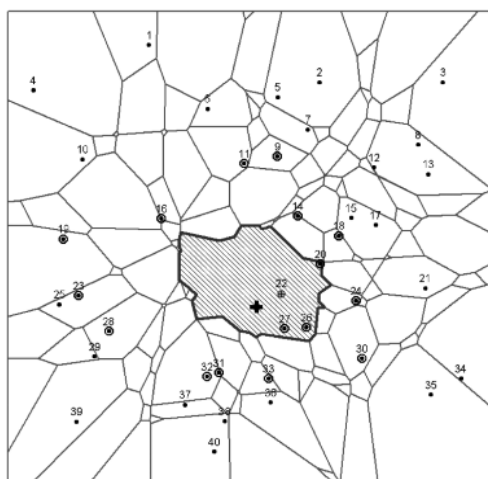
Neben diesen designbasierten approximativen Schätzern gibt es eine weitere Klasse von Schätzern, die auf der Annahme von Modellen beruhen, die die räumliche Verteilung der Bäume beschreiben. Für einige designbasierte Schätzer ist bekannt, dass sie für bestimmte Verteilungsmuster wie für den Zufallswald (d.h. in einem Wald, in welchem die Verteilung der Baumzahlen auf der Einheitsfläche einer Poisson-Verteilung folgt) erwartungstreu sind - aber für andere Verteilungsmuster nicht. Ziel einer Stichprobenerhebung ist es dann vor allem, die Abweichung der tatsächlichen räumlichen Anordnung der Bäume vom Zufallswald festzustellen, sie zu quantifizieren und aus dieser Information einen Korrekturan-satz für den Schätzer zu bestimmen. Eine hervorragende Referenz für diese Klasse von Verfahren ist PICARD et al. (2005), die eine Reihe dieser modellorientierten Schätzer vergleichen. MAGNUSSEN et al. (2008a) stellen zwei weitere neue modellbasierte Ansätze vor.

Ein allgemeingültiger Nachweis von „Tendenzfreiheit“ ist bei modellbasierten Schätzern schwierig. Ob ein Schätzer in der Praxis letztlich überzeugt oder nicht, ist nur durch umfangreiche Simulationsstudien an möglichst vielen und möglichst realistischen Baumverteilungen möglich. MAGNUSSEN et al. (2008b) vergleichen die Effizienz von 17 Schätzern anhand von Stichprobensimulationen an 22 Populationen, teils echte Baumverteilungspläne, teils künstlich generierte mit theoretisch definierten Verteilungs-Eigenschaften.

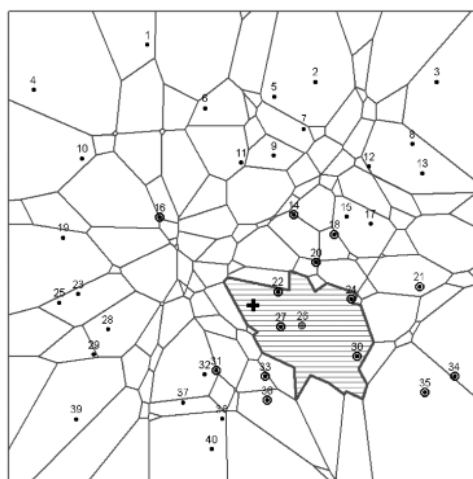
#### 4. DAS KONZEPT DER EINSCHLUSSFLACHEN UND SEINE ANWENDUNG AUF DIE $k$ -BAUM-PROBE

Ein allgemeingültiger unverzerrter Schätzer, der auf der Ableitung eines geeigneten Radius eines virtuellen Probekreises beruht,

liegt noch nicht vor und dürfte nach Ansicht dieser Autoren auch kaum ableitbar sein. Der von KLEINN und VILČKO (2006b) entwickelte erste tendenzfreie Schätzer beruht auf dem Konzept der Einschlussflächen, bei dem um jeden Baum eine gedachte Fläche so zu konstruieren ist, dass dieser Baum immer dann als Probebaum ausgewählt wird, wenn ein Stichprobenpunkt in diese Fläche fällt. Die Größe der Einschlussfläche ist ein direktes Maß für die Einschlusswahrscheinlichkeit eines Baumes. Sind diese Einschlusswahrscheinlichkeiten für jeden ausgewählten Probebaum bekannt, so liegt mit dem Horwitz-Thompson Schätzer unmittelbar ein unverzerrter Schätzer vor (HORWITZ und THOMPSON, 1952). Das Konzept der Einschlussflächen wurde erstmals wohl von GROSENBAUGH (1952) vorgestellt, der es verwendete, um die Allgemeingültigkeit und Tendenzfreiheit des Schätzers für die Winkelzählprobe theoretisch zu begründen. GROSENBAUGH (1952) schrieb allerdings



Einschlussfläche für  $k=3$  für Baum Nr. 22.



Einschlussfläche für  $k=3$  für Baum Nr. 26.

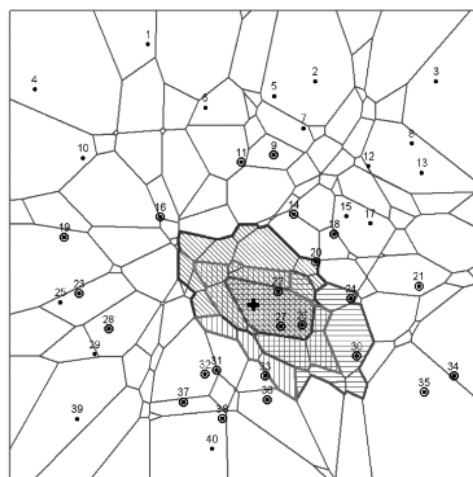
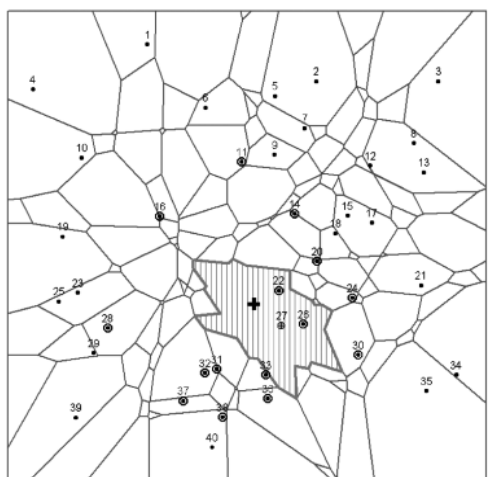


Abb. 1

Illustration der Einschlussflächen für einen Stichprobepunkt (✚) für die  $k$ -Baum-Probe mit  $k=3$ . Ausgewählt wurden hier die Probebäume Nr. 22, 26 und 27. Für diese sind die Voronoi-Polygone dritter Ordnung jeweils getrennt dargestellt. Unten rechts sind alle drei Einschlussflächen überlagert dargestellt. Um für alle drei Probebäume die Einschlussflächen nach dem hier vorgestellten Verfahren zu konstruieren, müssen die Positionen von insgesamt 23 Nachbarbäumen (markiert jeweils mit ⊙) um den Stichprobenpunkt herum bekannt sein.

Illustration of inclusion zones for one sample point (✚) for the  $k$ -tree-plot with  $k=3$ . The three selected trees have the numbers 22, 26 and 27. For each of these three trees, the 3<sup>rd</sup> order Voronoi-polygons are given in separate pictures. In the lower right graph, all three inclusion zones are overlaid. To be able to construct the Voronoi polygons for all sample trees in this example, the position of 23 neighbouring trees (marked with ⊙) needs to be mapped.

nicht von Einschlussflächen (inclusion zones), sondern er bezeichnete diese Flächen für die Winkelzählprobe als „*k*-circles“.

Der Einschlussflächen-Ansatz wurde in vielen Arbeiten aufgegriffen und zu einem generalisierten Ansatz weiter entwickelt (z. B. MANDALLAZ, 1991; ERIKSSON, 1995; WILLIAMS, 2001). Eine wichtige Eigenschaft dieses Ansatzes ist, dass er von einer unendlich großen Population von Punkten ausgeht. Manche Autoren (z. B. MANDALLAZ, 1991) sprechen deshalb auch vom „*infinite population*“-Ansatz: Jeder dieser Punkte innerhalb des Inventurgebietes kann Mittelpunkt einer Probefläche bzw. einer *k*-Baum-Probe werden und, da es unendlich viele Punkte in jedem beliebigen Inventurgebiet gibt, ist auch die Population der möglichen Probeflächen unendlich.

Eine anschauliche geometrische Erläuterung dieses Ansatzes findet sich z. B. in VALENTINE et al. (2001). Das neue Waldinventur-Lehrbuch von GREGOIRE und VALENTINE (2008) baut durchgängig auf diesem Konzept auf, mit welchem sich viele Probeflächenkonzepte und ihre Eigenschaften in einem einheitlichen und anschaulichen System beschreiben lassen.

Tendenzfreie Schätzer für Mittelwert und Varianz von Stichproben mit festen Probeflächen und mit der Winkelzählprobe sind seit langem bekannt; das hängt auch damit zusammen, dass die Frage der baumindividuellen Einschlussflächen seit langem gelöst ist: bei festen Probeflächen sind sie konstant und entsprechen in Form und Größe der Probefläche, bei der Winkelzählprobe sind sie kreisförmig und proportional zur Baumgrundfläche.

## 5. DER TENDENZFREIE SCHÄTZER FÜR DAS *k*-BAUM PROBEFLACHENDESIGN

Auch für die *k*-Baum-Probe lassen sich die Einschlussflächen bestimmen und der tendenzfreie Schätzer für das *k*-Baum-Probeflächendesign nach KLEINN und VILČKO (2006b) basiert genau darauf: Für jeden der *k* an einem Stichprobenpunkt ausgewählten Bäume ist die Einschlussfläche so zu bestimmen, dass dieser Baum ausgewählt wird, wenn der Stichprobenpunkt in diese Fläche fällt. Bei der 6-Baum-Probe heißt dies, dass die Einschlussfläche eines jeden Baumes so beschaffen sein muss, dass der Baum zu jedem Punkt innerhalb dieser Fläche entweder der nächste oder der zweitnächste oder der drittnächste oder ... oder der sechsnächste Baum ist. Solche Flächen heißen Voronoi Diagramme *k*-ter Ordnung und können u. a. mittels geometrischer Überlegungen konstruiert werden (OKABE et al., 1999; KLEINN und VILČKO, 2006b).

Abbildung 1 illustriert das Konzept der Einschlussflächen für die *k*-Baum-Probe am Beispiel *k*=3. Dargestellt sind dort die Einschlussflächen der drei von einem bestimmten Stichprobenpunkt ausgewählten Probebäume (die drei diesem Probepunkt am nächsten stehenden Bäume); jeweils markiert sind auch die Bäume, deren Positionen für die Konstruktion dieser Flächen bekannt sein müssen. Die Anzahl dieser zu kartierenden Nachbarbäume ist beträchtlich und beträgt für dieses Beispiel 16, 14 und 16 und insgesamt für den Probepunkt 23 (da einige Nachbarbäume für mehr als nur einen Probepunkt berechnungsrelevant sind). Es wird unmittelbar klar, dass für diese Art der Einschlussflächen-Konstruktion ein großer Aufwand betrieben werden muss und dass sie nur dann praktische Relevanz erlangen kann, wenn schnelle und kostengünstige Verfahren für die Kartierung von Nachbarbäumen verfügbar sind.

Die Einschlussflächen bei der *k*-Baum Probe weisen gegenüber den Einschlussflächen bei festen Probekreisen oder bei der Winkelzählprobe einige Besonderheiten auf: Es sind unregelmäßige Polygone, unterschiedlich in Form und Größe, wobei Form und Größe ausschließlich durch die Position der Nachbarbäume bestimmt werden, nicht aber durch Attribute des Baumes selbst.

Auswahlverfahren sind besonders dann effizient, wenn die Auswahlwahrscheinlichkeit positiv mit der Zielvariablen korreliert ist (das ist der Grund, warum die Winkelzählprobe anderen Probeflächenverfahren bei der Grundflächenschätzung überlegen ist, nicht aber z. B. bei der Stammzahlschätzung). Da die baumspezifischen Auswahlwahrscheinlichkeiten bei der *k*-Baum-Probe nicht unmittelbar abhängig von Baumattributen sind, ist auch nicht direkt ersichtlich, ob und für welches Baumattribut besonders effiziente Schätzungen zu erwarten sind.

Eine weitere Eigenschaft der Einschlussflächen bei der *k*-Baum-Probe ist, dass sie definitionsgemäß am Bestandesrand enden; eine Korrektur von Probeflächen am Bestandesrand, z. B. durch Spiegelung, ist deshalb nicht erforderlich.

Der Schätzer sei im Folgenden kurz erläutert; er gilt allgemein für den Einschlussflächen-Ansatz: An einem bestimmten Stichprobenpunkt *i* umfasst die lokale Stichprobe *S<sub>i</sub>* die Menge aller Bäume, die mit diesem Stichprobenpunkt assoziiert sind; das sind die Probebäume, die quasi die Probefläche darstellen und aus denen für diese Stichprobenpunkt eine unabhängige Beobachtung für die Gesamt-Schätzung des Ziel-Merkmals berechnet wird. Wenn nun für jeden Probepunkt *j* am Stichprobenpunkt *i* sowohl die Größe der Einschlussfläche *f<sub>i,j</sub>* bekannt ist (die davon abhängt, welches Probeflächendesign in Anwendung ist) wie auch die Ausprägung *y<sub>i,j</sub>* des Ziel-Merkmals *Y* (die gemessen bzw. beobachtet wird), so errechnet sich die Beobachtung *d<sub>i</sub>* für einen bestimmten Stichprobenpunkt *i* nach

$$d_i = \sum_{j \in S_i} \frac{y_{i,j}}{f_{i,j}}$$

Die Variablenbezeichnung *d<sub>i</sub>* steht hier für „Dichte“, da dies das Konzept der unendlichen Population sehr gut illustriert, wo ja an jedem dimensionslosen Punkt der Population ein Dichte-Wert beobachtet werden kann.

In einer Inventur mit *n* unabhängig und uneingeschränkt zufällig ausgewählten Stichprobenpunkten (bzw. Probeflächen) ergibt sich dann die Schätzung  $\hat{d}$  für das Ziel-Merkmal aus dem arithmetischen Mittel der *n* pro-Stichprobenpunkt-Beobachtungen nach

$$\hat{d} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i$$

Und ein erwartungstreuer Schätzer der Fehlervarianz  $\text{var}(\hat{d})$  ist

$$\hat{\text{var}}(\hat{d}) = \frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \hat{d})^2}{n(n-1)}$$

## 6. ILLUSTRIERENDES BEISPIEL

### 6.1 Material und Methoden

An einem einfachen kleinen Testbestand von 40 Bäumen (Abbildung 2) möchten wir Eigenschaften des erwartungstreuen Schätzers für die Auswertung der *k*-Baum-Probe illustrieren. Die Festlegung der Baumpositionen und die Zuteilung der BHDs erfolgten dabei zufällig. Die Bearbeitung größerer Datensätze, die auf der Kartierung von echten Beständen basieren, wird weiteren Studien vorbehalten sein.

Die in Abbildung 2 dargestellte Mosaikierung ist nicht die Unterteilung in Einschlussflächen für *k*=3, sondern eine Unterteilung in Überschneidungen von Einschlussflächen für *k*=3, wie auch exemplarisch in Abbildung 1 rechts unten für einen einzigen Probepunkt dargestellt: Jedes Polygon in Abbildung 2 umfasst die Menge aller Punkte, die zur Auswahl derselben *k*=3 Bäume führen. Die Fläche eines solchen Polygons ist damit ein direktes Maß für die Wahrscheinlichkeit, dass eine 3-Baum-Probe mit genau diesen 3 Bäu-

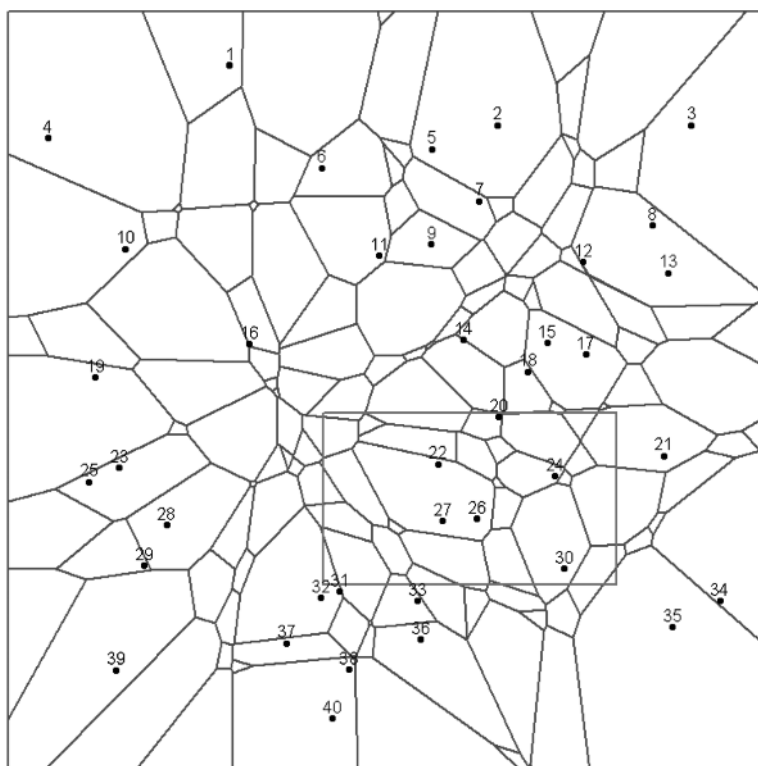


Abb. 2

Bestand von 40 Bäumen zur Illustration des Einschussflächen-Ansatzes, hier für die  $k$ -Baum-Probe mit  $k = 3$ . Dargestellt sind hier nicht die Einschussflächen selbst, sondern die Polygone, in denen für alle enthaltenen Stichprobenpunkte dieselben  $k = 3$  Bäume als Probebäume ausgewählt werden. Die Fläche ist also vollständig unterteilt in sich gegenseitig ausschließende Polygone, wobei diese Polygone die „Auswahlelemente“ für die einfache Zufallsauswahl in der Ebene darstellen. In *Abbildung 3* ist dies für den hier eingerahmten Ausschnitt weiter illustriert.

Study stand with 40 trees for illustration of the inclusion zone approach, here for  $k = 3$ . What is given here, are not the inclusion zones themselves, but the smaller polygons that contain the set of all sample points for which exactly the same  $k = 3$  trees are selected as sample trees. The inventory region is completely tessellated in non-overlapping such polygons. These polygons may be considered population elements with unequal selection probability when points are randomly sampled in the plane. *Figure 3* further illustrates that for the framed subset of this study region.

men ausgewählt wird. Sind die Einschussflächen für alle Bäume des Inventurgebietes bekannt, so kann man die gesamte Inventur-region in solche Polygone unterteilen, so dass letztlich für alle (unendlich viele)  $k$ -Baum-Proben, die aus der Population genommen werden können, die Auswahlwahrscheinlichkeiten bekannt sind. Damit können die parametrischen Werte der Population aller möglicher  $k$ -Baum-Proben direkt berechnet werden, ohne die üblichen aufwendigen Simulationen durchführen zu müssen wie z.B. in KLEINN und VILČKO (2006a) oder MAGNUSSEN et al. (2008) oder in der vorliegenden Studie. Die Unterteilung des Inventurgebietes in sich nicht überlappende Polygone hat eine gewisse Ähnlichkeit mit einem Puzzle, und ROESCH et al. (1993) stellen diesen Ansatz deshalb auch unter dem Namen „jigsaw puzzle approach“ vor.

## 6.2 Stichprobensimulationen und verwendete Schätzer

Um die Schätzer von Stichproben mit verschiedenen Probeflächendesigns zu vergleichen, erfolgte hier eine Stichprobensimulation, bei der 1000 Zufallspunkte innerhalb des quadratischen Inventurgebietes ausgewählt wurden. An jedem dieser 1000 Stichprobenpunkte wurden jeweils ein fester Probekreis, eine Win-

kelzählprobe und eine  $k$ -Baum-Probe genommen. Dies entspricht für jedes Probeflächendesign einer Zufallsstichprobe des Umfanges 1000, aus der sich der Populationsmittelwert und die Populationsvarianz der jeweiligen Probeflächen recht genau schätzen lässt. Je geringer diese Populationsvarianz, desto genauer werden stichprobenbasierte Schätzungen sein. Der Vergleich der diesbezüglichen Ergebnisse erfolgte mit der Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler (root mean square error), in welchem Fehlervarianz (VAR) und systematischer Schätzfehler (BIAS) kombiniert sind:

$$RMSE = \sqrt{VAR + BIAS^2} .$$

In *Tabelle 1* sind die Schätzer zu den Probeflächen-Designs zusammen gestellt, die in den Simulationen verglichen wurden. Dies sind zum einen die empirischen Schätzer zur  $k$ -Baum Stichprobe nach PRODAN, EBERHARDT, KLEINN und VILČKO-HRADEZKY. Weiterhin werden die Schätzungen nach dem erwartungstreuen Schätzer zur  $k$ -Baum-Probe berechnet und schließlich ein Vergleich gemacht mit den Standardverfahren feste Probekreise und Winkelzählprobe. Um die Ergebnisse für die verschiedenen Probeflächendesigns vergleichbar zu machen, wurden hier Probeflächen-

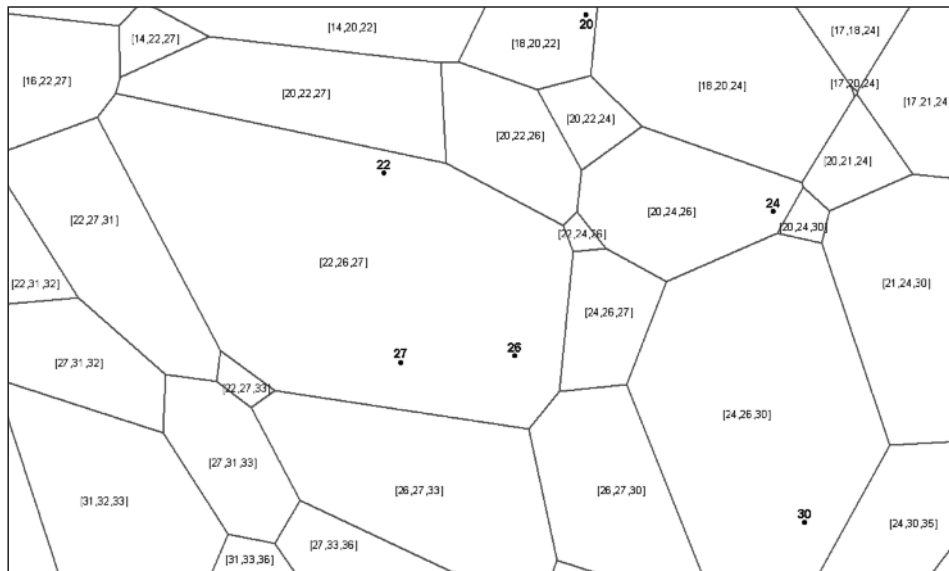


Abb. 3

Ausschnitt aus *Abbildung 2*: Für jedes Polygon ist angegeben, welche drei Bäume zur Auswahl gelangen, wenn ein Probestichpunkt in das jeweilige Polygon fällt. Die baumindividuelle Einschlussfläche des Baumes  $j$  setzt sich aus allen Polygonen zusammen, mit denen Baum  $j$  ausgewählt wird.

Für den Baum  $j = 22$  ist dies als Beispiel in *Abbildung 4* dargestellt.

Section of *Figure 2*. For each polygon the three trees are printed which are selected when a sample point falls into that polygon. The inclusion zone for a particular tree  $j$  is the union of all polygons that contain that particular tree as one of the three selected sample trees.

For tree  $j = 22$ , for example, this is illustrated in *Figure 4*.

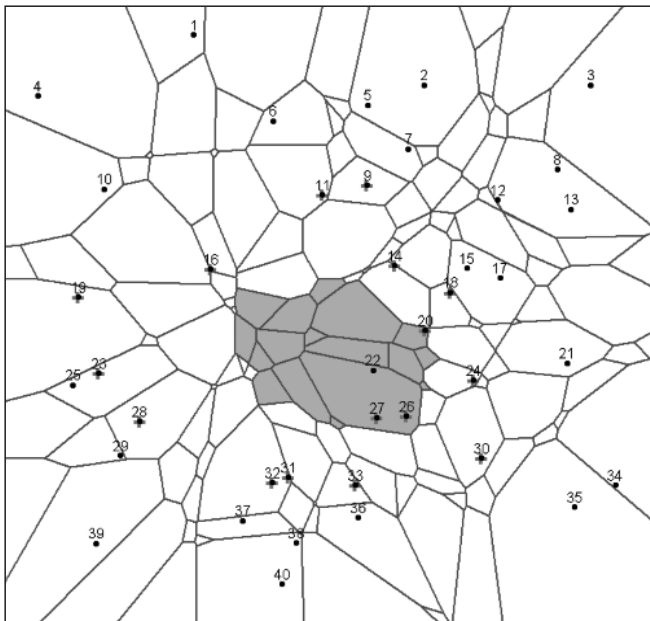


Abb. 4

Einschlussfläche für Baum Nummer  $j = 22$  aus *Abbildung 2* und *Abbildung 3*, für  $k = 3$ . Um diese Fläche zu bestimmen, ist die Kartierung von 16 Bäumen (♣) um Baum Nummer 22 herum erforderlich gewesen. Solche Einschlussflächen müssen an jedem Stichprobenpunkt für alle  $k$  ausgewählten Bäume konstruiert werden, um den vorgestellten unverzerrten Schätzer anwenden zu können.

Inclusion zone for tree  $j = 22$  from *Figures 2* and *3*.

In order to construct this polygon, the position of 16 trees around that particular tree is necessary. These inclusion zones need to be constructed for all sample trees per sample point when the design-unbiased estimator is to be applied.

größen verglichen, die jeweils im Mittel dieselbe Anzahl Probestichpunkte pro Probestichpunkt aufnehmen: Mit einem bestimmten Wert  $k$  der  $k$ -Baum Probe würde also eine feste Probestichfläche bzw. eine Winkelzählprobe verglichen, die im Mittel  $k$  Bäume pro Stichprobenpunkt erfassen. Der Radius des festen Probestichkreises und der Zählfaktor der Winkelzählprobe wurden entsprechend berechnet (s. Erläuterungen zu *Tabelle 1*).

## 7. ERGEBNISSE

Die Ergebnisse der Stichprobensimulation sind in *Abbildung 5* (Erwartungstreue = Bias) und *Abbildung 6* (Schätzfehler = Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler) zusammengefasst. Für  $k = 2$  bis 10 (bzw. entsprechende feste Probestichkreise und Winkelzählproben) sind Bias und Schätzfehler jeweils für die Merkmale Stammzahl und Grundfläche angegeben.

Die Simulationsergebnisse für die Erwartungstreue (*Abbildung 5*) zeigen, dass die erwartungstreuen Schätzer um den Wert 0 schwanken (der theoretisch zu erwartende Wert ist genau 0, aber in Simulationsstudien gibt es immer Schwankungen), dass aber die empirischen Schätzer deutliche und systematische Abweichungen zeigen. Diese sind besonders ausgeprägt für kleine Werte von  $k$ , sind aber auch bei größeren Werten von  $k$  noch vorhanden. Die empirischen Schätzer nach PRODAN und nach KLEINN führen im vorliegenden Beispiel zu einem deutlichen positiven Bias, der Schätzer nach VILČKO-HRADETSKY zeigt zwar Unterschätzungen, liegt aber im Mittel deutlich näher an 0 und zeigt gerade für die von PRODAN empfohlene Größe  $k = 6$  ein sehr gutes Ergebnis. Dieser Schätzer wird hier erstmals vorgestellt und zeigt in dieser Simulation vielversprechende Eigenschaften.

Interessant sind hier vor allem die erstmals produzierten und publizierten Ergebnisse zum Schätzfehler aus dem Design-unverzerrten Schätzer zur  $k$ -Baum-Probe: Die Diskussion um systematische Fehler bei der  $k$ -Baum-Probe hat sich bislang vor allem auf

die Frage der Erwartungstreue der Mittelwertschätzung (Bias) bezogen. Hier können wir nun auch die geschätzte Varianz mit einem unverzerrten Schätzer bestimmen. *Abbildung 6* illustriert, dass in unserer Simulationsstudie die  $k$ -Baum-Probe, ausgewertet mit dem erwartungstreuen Schätzer nach KLEINN und VILČKO (2006b) für beide hier untersuchte Merkmale die genauesten Ergebnisse lieferte. Dass sie hier auch für die Grundflächenschätzung fast durchgängig der Winkelzählprobe überlegen sind, mag zunächst überraschen; man muss aber dabei bedenken, dass für die Anwendung des Schätzers nach KLEINN und VILČKO (2006b) ein erheblich größerer Messaufwand betrieben werden muss. Der gleiche Messaufwand bei Winkelzählprobe oder fester Probefläche würde bei diesen Verfahren ebenfalls zu deutlich genaueren Schätzungen führen.

In *Abbildung 6* ist erkennbar, dass die Schätzgenauigkeit mit zunehmendem  $k$  (also mit einer Vergrößerung der Probeflächen pro Stichprobenpunkt) einer Asymptote zustrebt. Nach den Kurvenverläufen für  $k=2 \dots 10$  würde man für größere  $k$  keine dramatischen Genauigkeitsgewinne mehr erwarten.

Während der unverzerrte – aber in der praktischen Anwendung aufwendige – Schätzer nach KLEINN und VILČKO (2006b) sowohl für die Schätzung der Stammzahl wie für die Schätzung der Grundfläche die genauesten Ergebnisse liefert, weisen die empirischen Schätzer zur  $k$ -Baum-Probe durchweg die geringsten Genauigkeiten auf. Interessant ist es hier auch, das Verhalten der „einfachen“ festen Probekreise zu betrachten: Deren Genauigkeit ist hier für Stammzahl und Grundfläche durchweg höher als die für die empirischen  $k$ -Baum-Schätzer; für die Grundflächenschätzung ist aller-

Tab. 1

**Erläuterung der in den Simulationen verglichenen vier empirischen Schätzer für die  $k$ -Baum-Probe und des designbasierten unverzerrten Schätzers. Gegeben ist jeweils der Algorithmus, mit dem die Beobachtung pro Stichprobenpunkt aus den  $m$  ausgewählten Probebäumen berechnet wird. Für den Vergleich mit der  $k$ -Baum-Probe sind in den letzten beiden Zeilen auch die Schätzer für feste Probeflächen und die Winkelzählprobe gegeben.**

**Explanation of the estimators that were used in the simulation for comparison of the  $k$ -tree plot design, fixed area plots and Bitterlich plots. The estimators for the estimation of number of stems (left column) and basal area (right column) are given. The last two lines give the estimators for Bitterlich plots and fixed area plots for comparison.**

	Stammzahl	Grundfläche
<b>Prodan:</b> Virtueller Probekreis durch den Mittelpunkt des $k$ -ten Baums, der aber nur halb gezählt wird. Von Prodan vorgestellt für $k=6$ (Prodan 1968).	$\frac{10000}{\pi r_k^2} \left(k - \frac{1}{2}\right)$	$\frac{10000}{\pi r_k^2} \left(\sum_{i=1}^{k-1} g_i^2 + \frac{1}{2} g_k^2\right)$
<b>Eberhardt:</b> Entwickelt für Dichteschätzungen. Schätzer wie Prodan, aber der $k$ -te Baum bleibt unberücksichtigt (Eberhardt 1967).	$\frac{10000}{\pi r_k^2} (k-1)$	$\frac{10000}{\pi r_k^2} \left(\sum_{i=1}^{k-1} g_i^2\right)$
<b>Kleinn:</b> Alle $k$ Bäume werden einbezogen; der virtuelle Probekreis ergibt sich aus dem Mittel der Kreisflächen durch den $k$ -ten und $(k+1)$ -ten Baum (Kleinn und Vilčko 2006a).	$\frac{10000}{\pi \left(\frac{r_k + r_{k+1}}{2}\right)^2} k$	$\frac{10000}{\pi \left(\frac{r_k + r_{k+1}}{2}\right)^2} \left(\sum_{i=1}^k g_i^2\right)$
<b>Vilčko-Hradetzky:</b> Bestimmung des virtuellen Probekreises wie bei Kleinn; Einbeziehen der Bäume wie bei Prodan (hier erstmals vorgestellt).	$\frac{10000}{\pi \left(\frac{r_k + r_{k+1}}{2}\right)^2} \left(k - \frac{1}{2}\right)$	$\frac{10000}{\pi \left(\frac{r_k + r_{k+1}}{2}\right)^2} \left(\sum_{i=1}^{k-1} g_i^2 + \frac{1}{2} g_k^2\right)$
<b>Design-basierter tendenzfreier Schätzer der <math>k</math>-Baum-Probe,</b> basierend auf dem Einschlussflächen-Konzept (Kleinn und Vilčko 2006b).	$10000 \sum_{i=1}^k \frac{1}{EF_i}$	$10000 \sum_{i=1}^k \frac{g_i}{EF_i}$
<b>Winkelzählprobe:</b> Die Größe der Einschlussfläche ist proportional zur Grundfläche.	$\sum_{i=1}^m \frac{10000}{\left(\frac{10000}{ZF}\right) g_i^2}$	$ZF \cdot m$
<b>Feste Probekreise:</b> Konstante Größe der Einschlussflächen.	$\frac{10000}{\pi r^2} m$	$\frac{10000}{\pi r^2} \sum_{i=1}^m g_i$

$k$  = Anzahl Bäume in der  $k$ -Baum Probe,

$r_k$  = Abstand vom Probepunkt zum  $k$ -ten Baum [m], = Radius des virtuellen Probekreises,

$r_{k+1}$  = Abstand vom Probepunkt zum  $(k+1)$ -nächsten Baum [m],

$EF_i$  = Einschlussfläche des  $i$ -ten Baumes [m<sup>2</sup>],

$g_i$  = Grundfläche des  $i$ -ten Baumes [m<sup>2</sup>],

$ZF$  = Zählfaktor; damit im Mittel  $k$  Bäume gezählt werden, hier  $ZF = \frac{G/ha}{k}$ , mit  $G$  = Bestandesgrundfläche pro Hektar,

$m$  = Anzahl Bäume auf einem festen Probekreis oder in einer Winkelzählprobe,

$r$  = Probekreisradius [m]; hier  $\sqrt{\frac{k}{N/ha} \frac{10000}{\pi}}$  mit im Mittel  $k$  Bäumen pro Stichprobenpunkt.



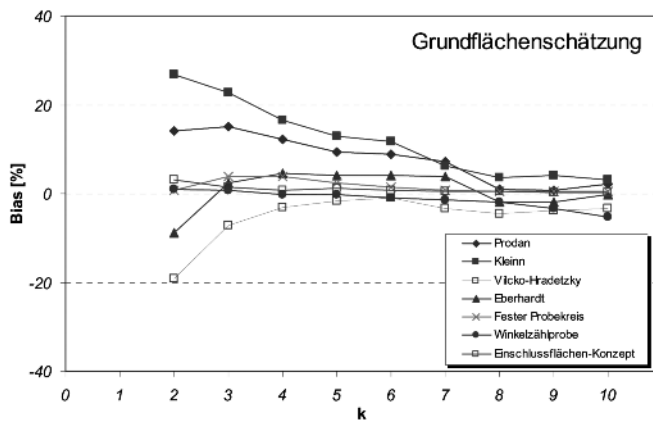
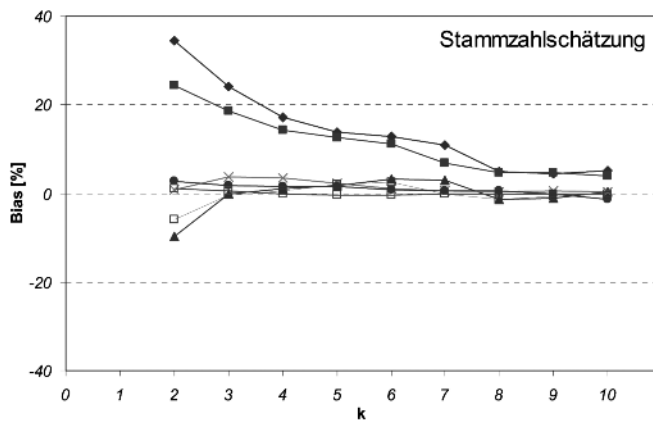


Abb. 5

Vergleich des aus den Stichprobensimulationen geschätzten Bias für Stammzahl- (oben) und Grundflächenschätzung (unten) an der einfachen kleinen Beispielpopulation aus *Abbildung 2*.

Comparison of the bias as resulting from the simulation study on the small study population in *Figure 2* and 3

(“Fester Probekreis” = fixed area plot; “Winkelzählprobe” = Bitterlich plot; “Einschlussflächenkonzept” = design-unbiased estimator from the inclusion zone approach).

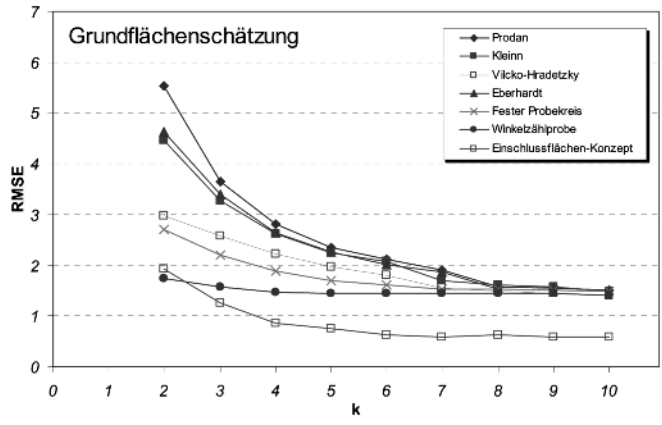
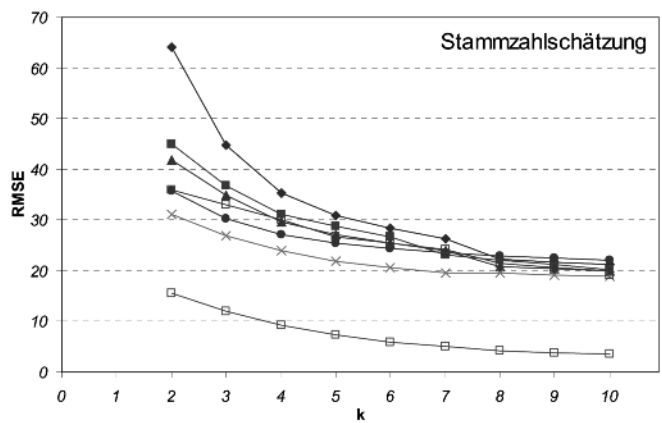


Abb. 6

Vergleich der statistischen Effizienz (RMSE) der unterschiedlichen Probenflächendesigns für die Stammzahl- (oben) und Grundflächenschätzung (unten) an der einfachen kleinen Beispielpopulation aus *Abbildung 2*.

Comparison of the statistical efficiency (RMSE) of the plot designs from the simulation study on a small artificial population (as of *Figures 2* and 3). Above: estimation of number of stems; below: estimation of basal area. For legend see *Figure 5*.

dings erwartungsgemäß die Winkelzählprobe überlegen, vor allem für kleine  $k$ .

Natürlich sind die Ergebnisse dieser Simulationen als illustrierende Fallstudie zu interpretieren, da sie auf Simulationen an einer einzigen, kleinen, künstlichen Bestand beruhen. Die Ergebnisse erlauben interessante Beobachtungen und Rückschlüsse, insbesondere für weitere Untersuchungen zur Optimierung von Probenflächen-Designs; Verallgemeinerungen sind aber problematisch.

## 8. DISKUSSION UND AUSBLICK

Mit dem Schätzer nach KLEINN und VILČKO (2006b) ergibt sich erstmals die Möglichkeit, die 6-Baum-Probe mit einem tendenzfreien Schätzer in Stichprobensimulationen auszuwerten. Aus rein statistischer Sicht ist dieser Schätzer sowohl hinsichtlich Erwartungstreue wie auch hinsichtlich der Schätzgenauigkeit den anderen Schätzern überlegen. Allerdings wird aus der Erläuterung des Verfahrens klar, dass die für die Anwendung dieses Schätzers erforderliche Ermittlung der Einschlussflächen für Probenbäume in der Praxis sehr aufwendig ist: Sie erfordert die Positionsbestimmung (Kartierung) zahlreicher Bäume jeweils in der Umgebung aller Probenbäume. Dies ist in der praktischen Umsetzung einer Waldinventur derzeit kaum realistisch. Vorstellbar wären Systeme, mit denen per Laser-Messgerät die Baumpositionen um den Stich-

probenpunkt bis zu einer Entfernung eingemessen werden, die eine Berechnung der Einschlussflächen für alle  $k$  Probenbäume in Echtzeit erlaubt. Ein derartiges System ist derzeit an der Abteilung für Waldinventur und Fernerkundung der Georg-August-Universität Göttingen in Entwicklung: Mit einem Laser-Rangefinder werden zunächst die Positionen der Probenbäume über Polarkoordinaten eingemessen; sodann erfolgt die Einmessung der Positionen von benachbarten Bäumen. Ein mit dem Laser-Rangefinder verbundener Computer rechnet jeweils die Einschlussflächen der  $k$  Probenbäume aus und gibt Nachricht, wenn sich durch das Einmessen weiterer Baumpositionen keine Änderung der Einschlussflächen mehr ergibt. Bei der 6-Baum-Probe ist es wahrscheinlich, dass nicht alle erforderlichen Baumpositionen vom Stichprobenpunkt selbst aus eingemessen werden können; dann wird ein Versetzen der Position des Messgerätes erforderlich. Wann also der hier vorgestellte tendenzfreie Schätzer auch jenseits von Simulationsstudien für die Praxisanwendung relevant werden kann, hängt von der Entwicklung der technischen Möglichkeiten zur effizienten Baumpositionskartierung vor Ort ab.

Möglicherweise lassen sich aber Modelle entwickeln, mit deren Hilfe die Größe der Einschlussflächen bei der  $k$ -Baum-Probe aus einfach beobachtbaren Größen geschätzt werden können, z. B. aus den Baumpositionen der  $k$  Bäume. Dann würde sich allerdings wie-

der ein empirischer Schätzer ergeben, der auf einem Modell basiert und die Eigenschaft der Erwartungstreue des designbasierten Schätzers wäre verloren.

Zwar hat sich in den Simulationen hier fallstudienartig gezeigt, dass der auf dem Einschlussflächenkonzept beruhende Schätzer statistisch sehr genaue Ergebnisse erlaubt und gegenüber den empirischen Schätzern den Vorteil der Erwartungstreue besitzt. Dies sind attraktive Eigenschaften für Stichprobensimulationen. Allerdings muss natürlich für die Anwendung in der Praxis auch der Messaufwand Berücksichtigung finden. Es überrascht nicht, dass der hohe Messaufwand für diesen Schätzer letztlich zu besseren Ergebnissen führt als die auf weniger Messaufwand und Information pro Stichprobenpunkt beruhenden anderen Schätzer: Würde zum Beispiel derselbe Messaufwand auf feste Probekreise verwendet, dann könnten wesentlich größere Probeflächen eingemessen werden und die Schätzungen wären erheblich genauer; und die Schätzer für feste Probekreise sind einfach.

Angesichts der Herausforderungen, die die tendenzfreie Schätzung nach wie vor darstellt, und der Verzerrungen, welche die empirischen Schätzer mit sich bringen, sollte die Anwendung der  $k$ -Baum-Probe wohl überlegt sein; insbesondere, da mit den einfachen festen Probekreise ein sehr flexibles Probeflächendesign zur Verfügung steht und mit der Winkelzählprobe ein für die Bestandesgrundflächenschätzung „optimiertes“: Sind die praktischen Vorteile der  $k$ -Baum-Probe tatsächlich so überzeugend, dass man die Schätzprobleme bewusst in Kauf nehmen mag? Die Autoren dieser Studie sind davon noch nicht überzeugt.

Auch wenn die hier vorgenommene Simulationsstudie wegen ihres kleinen Umfanges keine Verallgemeinerungen zulässt, so gibt sie doch interessante Hinweise hinsichtlich der Entscheidung für ein bestimmtes Probeflächen-Design

- Die hier betrachteten empirischen Schätzer zur  $k$ -Baum-Probe haben einen Bias unbekannter Größe und es gibt aus Sicht der Stichprobenstatistik wenig Anlass, dieses Verfahren zu verwenden, solange es andere Probeflächen-Designs gibt, für die erwartungstreue Schätzer bekannt sind.
- Es ist natürlich nicht auszuschließen, dass empirische Schätzer entwickelt werden, die für die praktische Anwendung rundum zufrieden stellende Eigenschaften besitzen und für die Anwendung in der Praxis empfohlen werden können – basierend auf der Ermittlung einer virtuellen Probefläche oder der empirischen Annäherung der Einschlussflächen oder basierend auf bisher nicht untersuchten Ansätzen. In diesem Zusammenhang ist es sicherlich lohnenswert, den Schätzer nach VILČKO-HRADETZKY in umfangreicheren Simulationsstudien an größeren Echt-Beständen zu analysieren.
- Für die praktische Anwendung in Waldinventuren ist allerdings auch zu bedenken, dass die isolierte Betrachtung von und Optimierung für einzelne Variablen zu kurz greift: In Waldinventuren werden ja auf ein und derselben Probefläche verschiedene Objekte beobachtet und an diesen zahlreiche Variablen auf unterschiedlichem Skalenniveau aufgenommen. Für eine überzeugende Optimierung wären also zunächst die Variablen in eine Prioritäten-Rangfolge zu bringen und dann eine simultane Optimierung für die wichtigsten Variablen vorzunehmen; ein wenig realistisch anmutender Ansatz. Was sich in der vorliegenden Simulationsstudie wieder zeigte, ist, dass die festen Probeflächen – für die ja einfache Schätzer vorliegen – relativ gute Ergebnisse zeigten, und zwar für beide untersuchte Variablen und alle Probeflächengrößen.

Es gibt also auch aus methodischer Sicht durchaus gute Gründe, warum feste Probekreise in Waldinventuren so weit verbreitet sind – und, warum die  $k$ -Baum-Probe eher zurückhaltend angewendet

wird. Je nach Inventur-Ziel lassen sich natürlich an jedem Stichprobenpunkt auch verschiedene Probeflächen-Konzepte kombinieren: Wenn genaue Grundflächen- (oder Volumen-, oder Biomasse- oder Kohlenstoff-) Schätzungen eine hohe Priorität haben, würde man feste Probeflächen und Winkelzählproben kombinieren (wie z. B. in der deutschen oder der finnischen nationalen Waldinventur). Wenn Interesse besteht an der Erfassung bestimmter seltener und geklumpt auftretender Ereignisse, könnte man Ansätze adaptiver Probeflächen hinzunehmen; dies ist allerdings nur dann effizient, wenn Vor-Information über die Art der Klumpung verfügbar ist und das adaptive Probeflächendesign entsprechend definiert werden kann.

Eine Optimierung des Probeflächen-Designs bietet Möglichkeiten, die statistische Effizienz von Inventuren insgesamt positiv beeinflussen. Das ist allerdings ein komplexes Unterfangen und es gibt in diesem Zusammenhang noch eine Reihe von grundlegenden Fragestellungen. Mit der vorliegenden Studie möchten wir hierzu einen Beitrag leisten.

## 9. ZUSAMMENFASSUNG

Die  $k$ -Baum-Probe ist ein Probeflächendesign, bei dem die  $k$  einem ausgewählten Stichprobenpunkt nächst liegenden Bäume als Probebäume genommen werden. Während die relativ einfache Durchführung im Feld immer wieder herausgestellt wird, bleibt die Problematik der Auswertung weiterhin eine Herausforderung. Sowohl in Waldinventuren wie in ökologischen Erhebungen finden für die  $k$ -Baum-Probe Schätzer Einsatz, von denen bekannt ist, dass sie – je nach räumlicher Anordnung der Bäume – einen systematischen Fehler unbekannter Größe hervorbringen. In dieser Studie beschreiben wir die  $k$ -Baum-Probe und illustrieren an einem kleinen künstlich generierten Bestand Eigenschaften des ersten designbasierten erwartungstreuen Schätzers. Dabei geht es auch um den Vergleich mit den in Waldinventuren gängigen Probeflächen-Konzepten feste Probekreise und Winkelzählprobe.

## 10. Abstract

Title of the paper: *About the evaluation of  $k$ -tree samples.*

The  $k$ -tree plot is a plot design in which the  $k$  trees nearest to a sample point are taken as sample trees. While field implementation is often stated to be fast and straightforward, the challenge of an unbiased estimator remains. A design-unbiased estimator has been developed but is not operational for practical application yet and it is common practice to employ empirical estimators. Applications can be found in ecological surveys above all, but also in some forest inventories even if it is known since long that the empirical estimators carry an unknown bias, depending on the spatial pattern of the stands.

In this study we summarize recent findings on the sampling statistics of the  $k$ -tree plot design. This includes an overview of the inclusion zone approach as illustrated in *Figures 1, 2 and 3*. We carry out and describe a first illustrating sampling simulation on an artificially generated small stand (as of *Figure 1 and 2*). Objective is to demonstrate the performance of the first design-unbiased estimator and establish a comparison to fixed area plots and Bitterlich plots. From this study results that the design unbiased estimator yields more precise results for both the estimation of basal area and stem density than fixed area plots or Bitterlich sampling. However, the field effort to implement that estimator is prohibitive. If estimation without bias is a serious issue in a particular forest inventory, the authors recommend resorting to more simply to handle plot designs such as of fixed area plots, thus avoiding the estimator challenge of  $k$ -tree plots.

## 11. Résumé

Titre de l'article: *A propos de l'utilisation de l'échantillonnage de «l'arbre k».*

L'échantillonnage de l'arbre  $k$  est un dispositif d'échantillonnage de surface dans lequel les  $k$  arbres les plus proches d'un point d'échantillonnage statistique déterminé sont pris comme arbres échantillons. Alors qu'on insiste toujours sur la relative facilité de pratiquer cette méthode sur le terrain, la problématique de son exploitation reste toujours néanmoins une contrainte délicate. Aussi bien dans les inventaires forestiers que dans les recherches écologiques des estimateurs sont mis en jeu, dont on sait que, selon la disposition spatiale des arbres, ils apportent une erreur systématique d'une valeur inconnue. Dans cette étude nous décrivons ce test d'échantillonnage de l'arbre  $k$  et nous l'illustrons, à partir d'un petit peuplement généré artificiellement, en présentant les propriétés du premier estimateur, imaginé à dessein, non biaisé. En même temps on traite de la comparaison avec les concepts de surfaces d'échantillonnage en cours dans les inventaires forestiers, surface d'échantillonnage permanente et méthode du relascope de Bitterlich.

R. K.

## 12. Dank

Cette Arbeit entstand in Teilen aus den DFG geförderten Forschungsprojekten KL894/7 und KL894/13. Für diese Unterstützung danken die Autoren der DFG sehr herzlich. Zwei anonymen Gutachter/innen sei ebenfalls gedankt; ihre Hinweise haben zur Fokussierung und Veresserung des Manuskriptes beigetragen.

## 13. Literatur

- BELF 1985): Waldschäden in der Bundesrepublik Deutschland. Schriftenreihe des Bundesministers für Ernährung Landwirtschaft und Forsten. Reihe A: Angewandte Wissenschaft. Heft 309.
- EBERHARDT, L. L. (1967): Some developments in distance sampling. *Biometrics* **(23)**: 207–216.
- ERIKSSON, M. (1995): Design-based approaches to horizontal-point-sampling. *Forest Science* **41(4)**: 890–907.
- ESSED, D. (1957): Estimation of standing timber. Doctoral Thesis. Wageningen, 60pp.
- GREGOIRE, T. und H. VALENTINE (2008): Sampling Strategies for Natural Resources and the Environment (Applied Environmental Statistics). Chapman & Hall. 496p
- GROSENBAUGH, L. R. (1952): Plotless timber estimates – new, fast, easy. *Journal of Forestry* **50**: 32–37.
- HEYER, G. (1861): Über die Größe der Probeflächen. *AFJZ* **32**: 399.
- HORWITZ D. G. und D. J. THOMPSON (1952): A generalization of sampling without replacement from a finite universe. *J. Am. Stat. Assoc.* **47**: 663–668.
- KLEINN, C. und F. VILČKO (2006a): A new empirical approach for estimation in  $k$ -tree sampling. *Forest Ecology and Management* **237(2)**: 522–533.
- KLEINN, C. und F. VILČKO (2006b): Design unbiased estimation for point to tree distance sampling. *Canadian Journal of Forest Research* **36(6)**: 1407–1414.
- KÖHLER, A. (1952): Vorratsermittlung in Buchenbeständen nach Stammdurchmesser und Stammabstand. *Allg. Forst- u. Jagdztg.* **123**: 69–74.
- KREBS, C. J. (1999): *Ecological Methodology*, 2<sup>nd</sup> ed. Addison Wesley Longman, p. 620.
- MAGNUSSEN, S., C. KLEINN und N. PICARD (2008a): Two new density estimators for distance sampling. *European Journal of Forest Research* **127(3)**: 213–224.
- MAGNUSSEN, S., N. PICARD und C. KLEINN (2008b): A gamma-Poisson distribution of point to  $k$  nearest event distance. *Forest Science* **54(4)**: 429–441.
- MANDALLAZ, D. (1991): A unified approach to sampling theory for forest inventory based on infinite population and superpopulation models. Diss. Techn. Wiss. ETH Zürich, Nr. 9378. 257p. <http://e-collection.ethbib.ethz.ch/show?type=diss&nr=9378>
- OKABE, A., B. BOOTS, K. SUGIHARA und S. N. CHIU (1999): *Spatial Tessellations – Concepts and Applications of Voronoi Diagrams*. Second Edition. Wiley. 671p.
- PICARD, N., A. M. KOUYATÉ und H. DESSARD (2005): Tree Density Estimations Using a Distance Method in Mali Savanna. *Forest Science* **51(1)**: 7–18.
- PIELOU, E. C. (1959): The use of point-to-plant distances in the study of pattern of plant population. *J. Ecology* **47**: 603–613.
- PRETZSCH, H. (1997): Analysis and modelling of spatial stand structures. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower-Saxony. *Forest Ecology and Management*. **97**: 237–253.
- PRODAN, M. (1968): Punktstichprobe für die Forsteinrichtung (A point sample for forest management planning). *Forst- und Holzwirt* **23(11)**: 225–226.
- ROESCH, F. A. JR., E. J. GREEN und C. T. SCOTT (1993): An Alternative View of Forest Sampling. *Survey Methodology* **19(2)**: 199–204.
- SCHÖPFER, W. (1969a): Die 6-Baum-Stichprobe in der Forsteinrichtung. Teil 1 (6-tree sampling for forest management planning, part 1). *Allgemeine Forst Zeitung* **25**, 533–536.
- SCHÖPFER, W. (1969b): Die 6-Baum-Stichprobe in der Forsteinrichtung. Teil 2. (6-tree sampling for forest management planning, part 2). *Allgemeine Forst Zeitung* **26**, 588–591.
- STAUPENDAHL, K. (2008): Die modifizierte 6-Baum-Stichprobe – ein geeignetes Verfahren zur Erfassung von Waldbeständen. *Allg. Forst- u. Jagdztg.* **179**: 21–33.
- STOFFELS, A. (1955): Die Genauigkeit der Bestimmung der Stammzahl pro Hektar durch Messung von Stammabständen. *Forstwiss. Centralbl.* **74**: 211–218.
- SUTHERLAND, W. J. (Ed.) (1998): *Ecological Census Techniques. A Handbook*. Cambridge University Press, p. 336.
- VALENTINE, H. T., J. H. GOVE und T. G. GREGOIRE (2001): Monte Carlo approaches to sampling forested tracts with lines and points. *Can. J. For. Res.* **31**: 1410–1424.
- WILLIAMS, S. W. (2001): Comparison of estimation techniques for a forest inventory in which double sampling for stratification is used. *Forest Science* **47(4)**: 563–576.

# Models for the optimal management of *Pinus radiata* D. Don in Galicia (north-western Spain) under risk of fire

(With 8 Figures and 2 Tables)

By M. PASALODOS-TATO<sup>1,\*</sup>, T. PUKKALA<sup>1</sup> and F. CASTEDO-DORADO<sup>2</sup>

(Received October 2007)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Radiata pine, forest fire, simulations, nonlinear programming, Hooke and Jeeves algorithm, soil expectation value.*

*Monterey-Kiefer, Waldbrand, Simulationen, nichtlineare Programmierung, Hooke-Jeeves-Algorithmus, Bodenerwartungswert.*

## 1. INTRODUCTION

*Pinus radiata* D. Don is one of the most abundant tree species in Galicia, covering an area of 60 000 hectares in pure stands but is also present in 30 000 hectares of mixed forests (XUNTA DE GALICIA, 2001). In terms of total production, it is the second-most important conifer after *Pinus pinaster*, with an annual harvest rate of around 500 000 m<sup>3</sup> (XUNTA DE GALICIA, 2006). Traditionally, planted stands have a high density (in some cases close to 3000 trees per hectare), although the current trend is towards lower planting densities. Several studies have been conducted on the management of *Pinus radiata* plantations in Galicia (DANS et al., 1999; SÁNCHEZ, 2001; RODRÍGUEZ et al., 2002). These studies, although all seeking high production, propose rather different management. For instance, DANS et al. (1999) suggest an intensive schedule with low planting densities, two thinnings and clear-felling between 25 and 35 years, SÁNCHEZ (2001) proposes two kinds of management schedules, which consider 1 to 3 thinnings with rotation lengths similar to those proposed by DANS et al. (1999). RODRÍGUEZ et al. (2002) suggest 2 or 3 thinnings and rotation lengths between 30 and 38 years. No management instructions have been developed on the basis of systematic analyses for the whole range of *Pinus radiata* stands existing in Galicia.

Recently CASTEDO-DORADO et al. (2007) developed a growth and yield model for even-aged *Pinus radiata* stands in Galicia. This model enables managers to simulate any management schedule in a given stand, providing helpful information for decision making. The model also eases forest planning as it provides information of the main stand variables, allowing assessment of management alternatives.

Risk of fire is a factor that must be considered in forest management and planning in Galicia. Every year *Pinus radiata* suffers from fires, resulting in reduced timber supply and a lower quality of the remaining timber causing significant economic losses. When fire passes a stand the rotation ends prematurely, and only a part of the trees can be sold, with a price approximately 25% less than when selling timber from non-burned forest. 53.5% of the forest fires in Spain during the past 10 years took place in Galicia accounting for 25.3% of the burned forest area (SEJO, 2005; MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 2006). The main cause of these fires is arson (MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 2006) and despite the

great economic and technical efforts that the Galician Administration is making in fighting against forest fire, fire continues to be a threat to the forests. For instance, in 2006 in Galicia alone, more than 90 000 hectares burned in fifteen days (XUNTA DE GALICIA, 2007; MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 2007). Despite the above facts, fire risk has rarely been considered in forest management research in Galicia. Exceptions are the studies of RODRÍGUEZ et al. (2002) and CASTEDO-DORADO et al. (2004) that included fire in the simulation of different silvicultural alternatives of even-aged *Pinus radiata* stands.

The influence of the risk of fire on forest management has been widely studied in other regions. The first studies were carried out in the USA and Canada in the 1980s. These studies analysed the effect of the risk of fire on economically optimal forest management. However, only optimal rotation length was considered; thinnings were ignored and the risk of fire was considered age-dependent or constant over the time. MARTELL (1980) and ROUTLEDGE (1980) considered that fire risk is constant over the time (discrete model), while REED (1984) suggested that forest fires follow a Poisson distribution (continuous model). REED and ERRICO (1985), based on the results of REED (1984), developed “fire-adjusted volume-rotation curves” to solve the problem graphically. The rotation model developed by MARTELL (1980) was modified by CAULFIELD (1988) who used stochastic dominance analysis to incorporate risk aversion in the analysis of the optimal rotation length.

It is only recently when thinning and other management operations have been taken into account when assessing the effect of the risk of destruction (by fire or other catastrophic events) on the optimal management of stands (THORSEN and HELLES, 1998; MÖYKKY-NEN et al. 2000; AMACHER et al., 2005a; AMACHER et al., 2005b). THORSEN and HELLES (1998) termed the risk of destruction as exogenous when it depends on factors that the forest manager cannot control, or endogenous when it depends on manager’s decisions that affect stand characteristics (timing and type of thinnings).

Optimisation has already been used in several other studies to optimise stand management (see e.g. HYYTIÄINEN (2003) for references). Different optimisation methods have been employed when dealing with the risk of fire (see ENGELHARD and ANDERSON, 1983; TEETER and DYER, 1986; DIETER, 2001). Nonlinear optimisation methods have commonly been used in stand-level optimisation studies that consider risk (MÖYKKY-NEN et al. 2000; GONZÁLEZ et al., 2005) or do not consider it (ROISE, 1986; HAIGHT and MONSERUD, 1990; RAUTIAINEN et al., 2000; PALAHÍ and PUKKALA, 2003; TRASOBARES and PUKKALA, 2004). In Spain, the method has been employed not only in the optimisation of the management of even-aged (PALAHÍ and PUKKALA, 2003; PASALODOS-TATO and PUKKALA, 2007) and uneven-aged pine stands (TRASOBARES and PUKKALA, 2004) but also in the optimisation of the management of even-aged pine stands under risk of fire (GONZÁLEZ et al., 2005). The benefit of optimisation, as compared to simulation only, is the automated search process of the optimisation algorithm, which means that optimal or nearly optimal management strategies can be found with higher probability and smaller effort than when using simulation without optimisation.

<sup>1</sup>) University of Joensuu, Faculty of Forestry, P.O. Box 111, FIN-80101 Joensuu, Finland.

<sup>2</sup>) Departamento de Ingeniería y Ciencias Agrarias, Universidad de León. Escuela Superior y Técnica de Ingeniería Agraria, Avenida de Astorga, 24400 Ponferrada, Spain.

\*) Corresponding author: MARÍA PASALODOS-TATO. Tel.: +34 91 347 14 61. E-Mail: [pasalodos.maria@inia.es](mailto:pasalodos.maria@inia.es)

The aim of this study is to develop instructions that help forest managers to specify the optimal management schedule of *Pinus radiata* stands growing under the risk of fire. Due to the clearly productive vocation of *P. radiata* stands in Galicia, the management objective was to maximize the economic benefit. Different fire probabilities and salvage proportions were analysed. In addition, different discounting rates and timber prices were used to model the effect of these economic parameters on the optimal stand management. The method employed to find out the optimal management schedules of stands was a combined use of a stand simulator and a non-linear optimisation algorithm. Using the results of optimisations we developed models for the optimal rotation length, as well as for the optimal pre- and post-thinning basal area.

## 2. MATERIALS AND METHODS

### 2.1 Growth simulation

The dynamic whole-stand model for even-aged *P. radiata* stands in Galicia developed by CASTEDO-DORADO et al. (2007) was used to simulate the development of different management schedules. In this model, the initial stand conditions at any point in time are defined by three state variables (number of trees per hectare, stand basal area and dominant height), and are used to estimate the total and merchantable stand volume for a given projection age. The model uses three transition functions to project the corresponding stand state variables at any particular time. In addition, the model incorporates a function for predicting initial stand basal area, which can be used to establish the starting point for the simulation. Once the state variables are known for a specific moment, a distribution function is used to estimate the number of trees in each diameter class by recovering the parameters of the Weibull function, using the moments of the first and second order of the distribution. By using a generalized height-diameter function to estimate the height of the average tree in each diameter class, combined with a taper function that uses the above predicted diameter and height, it is then possible to estimate the total and merchantable stand volume, which depends on specified log dimensions.

#### 2.1.1 Transition functions

The model for the dominant height growth is as follows:

$$H_2 = H_1 \left( \frac{1 - \exp(-0.06738T_2)}{1 - \exp(-0.06738T_1)} \right)^{-1.755 + 12.44 / X_1} \quad (1)$$

with,

$$X_1 = \frac{1}{2} ((\ln H_1 + 1.755L_1) + \sqrt{(\ln H_1 + 1.755L_1)^2 - 4 \cdot 12.44L_1}) \quad (2)$$

$$L_1 = \ln(1 - \exp(-0.06738T_1)) \quad (3)$$

where  $H_1$  is dominant height (m) at age  $T_1$  (years), and  $H_2$  the predicted dominant height at age  $T_2$ .

Reduction in the number of trees per hectare (natural mortality) is predicted with:

$$N_2 = (N_1^{-0.3161} + 1.053^{T_2/100} - 1.053^{T_1/100})^{1/-0.3161} \quad (4)$$

where  $N_2$  is the number of trees per hectare at age  $T_2$  and  $N_1$  is the number of trees per hectare at age  $T_1$ .

The following function was used for basal area initialization:

$$G = \exp(4.331ST^{0.03594} - 114.3/N) / \exp((-276.1 + 1391 / (4.331ST^{0.03594} - 114.3/N))T - 0.9233) \quad (5)$$

where  $G$  is stand basal area ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ) at age  $T$  (years),  $N$  is number of trees per hectare and  $SI$  is the site index (m), estimated using equation (1) at a reference age of 20 years. The function for basal area projection is:

$$G_2 = \exp(Y_1) \exp(-(-276.1 + 1391/Y_1)T_2^{-0.9233}) \quad (6)$$

with,

$$Y_1 = \frac{1}{2} T_1^{-0.9233} \left( -276.1 + T_1^{0.9233} \ln(G_1) + \sqrt{4 \cdot 1391 T_1^{0.9233} + (276.1 - T_1^{0.9233} \ln(G_1))^2} \right) \quad (7)$$

where  $G_2$  is the stand basal area ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ) at a given projection age  $T_2$ , and  $G_1$  is stand basal area ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ) at age  $T_1$ .

#### 2.1.2 Diameter distribution

The equation for predicting the arithmetic mean diameter, to be used to derive the diameter distribution with the parameter recovery approach, is:

$$\bar{d} = d_g - \exp(0.1449 - 19.76 \frac{1}{T} + 0.0001345N + 0.03264SI) \quad (8)$$

where  $\bar{d}$  is the arithmetic mean diameter (cm) and  $d_g$  the quadratic mean diameter (cm).

The equation for predicting the height of a representative tree in 1-cm diameter class is:

$$h = \left( 1.3^{0.9339} + (H^{0.9339} - 1.3^{0.9339}) \frac{1 - \exp(-0.06614d)}{1 - \exp(-0.06614D)} \right) \quad (9)$$

where  $h$  is the total height (m) of the subject tree,  $d$  its diameter at breast height (cm), and  $H$  and  $D$  are, respectively, dominant height and dominant diameter of the stand.

#### 2.1.3 Total and merchantable volume estimation

For total and merchantable volume estimation of the average tree in each diameter class, the compatible system proposed by FANG et al. (2000) was used (see CASTEDO-DORADO et al. (2007) for parameter estimates). In the model, both uniform and low thinnings can be simulated as intermediate treatments. Uniform thinnings remove an equal percentage of trees from every diameter class. When a low thinning is simulated, the remaining number of trees in each diameter class  $i$  ( $n_i$ ) is calculated following the distribution independent approach proposed by ALDER (1979):

$$n_i = N_{\text{before}} L [ (F(d_i))^{1/L} - F(d_{i-1})^{1/L} ] \quad (10)$$

where  $N_{\text{before}}$  is the total number of trees per hectare before low thinning,  $L$  is low-thinning intensity expressed as one minus the proportion of removed trees ( $1 - N_{\text{removed}}/N_{\text{before}}$ ) and  $F(d_i)$  is the cumulative frequency distribution at diameter  $d_i$ .

The merchantable volume system proposed by FANG et al. (2000) was used to calculate the stem volume extracted in thinning operations or clear cuttings. In the simulations, the following top diameters were considered: 35, 18 and 7 cm. The timber assortments therefore correspond to the following over-bark stem diameters: (I)  $d \geq 35$  cm; (II)  $35 \text{ cm} > d \geq 18$  cm; and (III)  $18 \text{ cm} > d \geq 7$  cm. The following minimum piece lengths were assumed in this study: (I) 3.0 m; (II) 2.5 m; and (III) 1.0 m. If the piece was shorter, the volume was moved to the next (with a smaller minimum top diameter) timber assortment.

### 2.2 Objective function

Since the vocation of the even-aged *P. radiata* stands of Galicia is clearly productive, the soil expectation value (*SEV*) was used as the objective variable (MIINA, 1998). The *SEV* is defined as the net present value (*NPV*) of all future net incomes. The *NPV* of a rotation, discounted to the beginning of the rotation is:

$$NPV = \sum_{t=0}^R \frac{CF_t}{(1+r)^t} \quad (11)$$

where  $CF$  is the net cash flow in year  $t$ ,  $r$  is the discounting rate and  $R$  is the rotation length (years). The  $NPV$  for an infinite number of rotations is known as the soil expectation value, and can be expressed as:

$$SEV = \frac{NPV}{1 - \frac{1}{(1+r)^R}} \quad (12)$$

The  $SEV$  can also be expressed as the sum of the  $NPV$  of the first rotation plus the  $NPV$  of all subsequent rotations:

$$SEV = NPV_f + NPV_{allsubsequent} \quad (13)$$

which is the same as:

$$SEV = NPV_f + \frac{SEV}{(1+r)^R} \quad (14)$$

To integrate the risk of fire in the optimisations we used the standard probabilistic approach developed by BRIGHT and PRICE (2000) to evaluate management schedules. This method makes a risk valuation in three phases: (i) evaluate the  $NPV$  of different possible outcomes, (ii) weight each  $NPV$  by the probability of the outcome, and (iii) sum of the probability-weighted  $NPVs$ . The risk of fire was defined by means of two variables: probability of fire and salvage percentage. The probability of fire ( $p_t$ ) is the probability that fire hits the stand and ends the rotation prematurely at an age  $t$  shorter than the full rotation ( $R$ ). The second variable is salvage percentage, which represents the proportion of the commercial volume that can be harvested after the fire occurs. The modified expression of the  $SEV$ , and therefore the objective function, was:

$$SEV = \sum_{t=0}^{R-1} p_t \times NPV_t + p_R \times NPV_R + \sum_{t=0}^{R-1} \left[ p_t \times \frac{SEV}{(1+r)^t} \right] + p_R \times \frac{SEV}{(1+r)^R} \quad (15)$$

rearranging, we have:

$$SEV = \frac{NPV_f}{1 - \left( \sum_{t=0}^{R-1} \frac{p_t}{(1+r)^t} + \frac{p_R}{(1+r)^R} \right)} \quad (16)$$

where,

$$NPV_f = \sum_{t=0}^{R-1} p_t \times NPV_t + p_R \times NPV_R \quad (17)$$

which can be denoted as:

$$SEV = \frac{NPV_f}{(1-A)} \quad (18)$$

where,

$$A = \sum_{t=0}^{R-1} \frac{p_t}{(1+r)^t} + \frac{p_R}{(1+r)^R} \quad (19)$$

In the above equations,  $p_t$  is the probability that the stand burns in year  $t$  and survives the previous years ( $p_t = (1 - p_{\text{fire}})^t p_{\text{fire}}$ ), where  $p_{\text{fire}}$  is the annual probability of fire, and  $p_R$  is the probability that there is no fire before the rotation age ( $p_R = (1 - p_{\text{fire}})^R$ ).

$NPV_t$  and  $NPV_R$  of Equations 15 and 17 are calculated as follows:

$$NPV_t = \sum_{i=0}^t \frac{I_i - C_i}{(1+r)^i} \quad (20)$$

where  $C_i$  are the costs and  $I_i$  the incomes ( $t$  is equal to  $R$  in the case of no fire) calculated by:

$$I_i = s \sum_{j=1}^J n_j \sum_{k=1}^3 v_{kj} P_k \quad (21)$$

where  $s$  is the proportion of salvage in the case of fire and 1 otherwise,  $J$  is the number of diameter classes,  $n_j$  is the number of trees

in diameter class  $j$ ,  $P_k$  is the unit price of timber assortment  $k$  and  $v_{kj}$  is the volume of assortment  $k$  of a tree in diameter class  $j$ .

In order to avoid too heavy thinnings, a penalty function was added to the objective function. A thinning intensity higher than 30% was assumed to make the stand sensitive to wind throw and snow breakage (CASTEDO-DORADO et al., 2009). Therefore, the eventual objective function ( $OF$ ) which was maximised was:

$$OF = SEV - \sum_{z=1}^Z \text{Penalty}_z \quad (22)$$

$$\text{Penalty}_z = \begin{cases} 0 & \text{if } TH\%_z \leq 30 \\ 10000 \frac{TH\%_z - 30}{70} & \text{if } TH\%_z > 30 \end{cases} \quad (23)$$

where  $TH\%_z$  is thinning intensity in percent of removed stand basal area in thinning  $z$  and  $Z$  is the number of thinnings. According to the penalty function, the penalty of harvesting too much at a time, increases from 0 to 10000 € ha<sup>-1</sup> when the harvest percentage increases from 30 to 100.

### 2.3 Decision variables

A management schedule is defined with a set of controllable variables, called as decision variables (DV). Optimising the management schedule means finding the optimal values for DVs (MABVURIRA and PUKKALA, 2002). The simulated thinnings were combinations of uniform and low thinning. Because the number of thinnings is not a continuous variable, schedules with different numbers of thinnings are to be treated as separate optimization problems (MIINA, 1998). In this study, the number of thinnings was fixed at three since in preliminary analysis three thinnings often produced the highest  $SEV$  and was never much worse than the best number of thinnings.

The management regime was specified by the number of thinnings and the following DVs:

- For the first thinning
  - Stand age
  - Percentage of uniform thinning (% of number of trees)
  - Percentage of low thinning (% of trees removed after uniform thinning)
- For the other thinnings
  - Number of years since the previous thinning
  - Percentage of uniform thinning (% of number of trees)
  - Percentage of low thinning (% of trees removed after uniform thinning)
- For final felling
  - Number of years since the last thinning

The number of optimized decision variables was therefore  $3 \times N_{\text{thin}} + 1$  where  $N_{\text{thin}}$  is the number of thinnings (i.e. 10 DVs with three thinnings).

### 2.4 Optimisation method

The optimisation algorithm used was the direct search method of HOOKE and JEEVES (1961). This method uses a form of coordinate optimization and does not require explicit evaluation of any partial derivative of the objective function (e.g. BAZARAA and SETTY, 1979). The direct search method compares each new trial solution with the best obtained up to that time. The search has two components, the exploratory search and the pattern search. The exploratory search-move looks for the best solution in the direction of one coordinate axis (decision variable) at a time, and the pattern search uses the information provided by exploratory search to move in directions other than coordinate axes. For a given base point, the exploratory search examines points around that base point in the direction of the coordinate axes. The pattern search moves the base

point in the direction defined by the given (current) base point and the best point found in exploratory search.

The convergence of this method to the global optimum is not guaranteed with objective functions which are neither convex nor differentiable (MIINA, 1998). Therefore, all the optimisations were repeated four times, each run starting from the best of 20 random combinations of decision variables, except the first one, which started from a user-defined starting point. The random values were uniformly distributed over a user-specified range. The following ranges were used:

- Year of the first thinning: [Age of initial stand, Age of initial stand + 2M]
- Other cutting intervals: [5, 2M]
- Percentage of basal area removed uniformly in a thinning: [0, 40]
- Percentage of basal area removed as a low thinning after completing the uniform thinning: [0, 40]

where  $M$  is the mean thinning interval calculated as follows:  $M = (\text{Initial guess for rotation length } (R) - \text{Age of initial stand}) / (\text{Number of thinnings} + 1)$ . The initial guess for the rotation age ( $R$ ) was 60. The ranges obtained in this way only concerned the random searches in the beginning of each direct search: the direct search was allowed to go outside these ranges. The initial step-sizes in altering the values of DVs in the direct search were 0.1 times the above ranges. The step size was gradually reduced during the direct search, and the search was stopped when the step size for all DVs was less than 0.01 times the initial step (convergence criterion).

## 2.5 Initial stands

The dynamic whole-stand model used in this study needs three initial state variables at a given age to begin the simulation. These variables are dominant height, number of trees per hectare and stand basal area. The age of the initial stands was fixed at 10 years, and the initial dominant height was calculated from stand age and site index. Three different site indices were chosen, namely 13, 19 and 25 metres at 20 years. The stand densities were 1000, 1500 and 2500 trees per hectare. The third state variable that needs to be defined is the stand basal area, which was calculated in the simulator using Equation 5. Once all the variables were defined there were nine different initial stands which differed in site index and planting density (3 site indices times 3 planting densities).

## 2.6 Economic parameters

The economic parameters needed for calculating the SEV were discounting rate, treatment costs and timber prices. The cost parameters included regeneration and tending costs, and harvesting costs. For timber price data, different sources were consulted, such as the Association of Galician Private Forest Owners, the Galician Forest Administration and the study of RODRIGUEZ et al. (2002). The following base prices were used: 90 € m<sup>-3</sup> for grade I timber (top diameter ≥ 35 cm), 50 € m<sup>-3</sup> for grade II timber (35 > d ≥ 18 cm)

and 18 € m<sup>-3</sup> for grade III timber (18 > d ≥ 7 cm). To cover the possible variation in timber markets, 20% variation was generated with a constraint that a better assortment must always have a better price. This resulted in the following timber prices: grade I: 120, 90 and 65 € m<sup>-3</sup>; grade II: 65, 50 and 35 € m<sup>-3</sup>; grade III: 24, 18 and 12 € m<sup>-3</sup>. This gives 27 combinations, which means that every optimisation was repeated with 27 different sets of timber prices.

The Galician Forestry Administration was consulted for silvicultural costs (Table I). The tending cost was assumed to be a linear function with the constant part representing the cost of site preparation and the variable part representing the planting cost per tree:

$$RCost = 500 + 1 \times N \quad (24)$$

where  $RCost$  is regeneration cost (€ ha<sup>-1</sup>) and  $N$  is the number of seedlings per hectare.

The harvesting cost was calculated from (based on AMBROSIO et al., 1999):

$$HCost = ECost + V \left[ FCost + \left( 78(S + 3.3)^{0.30477} / V^{-0.972} \right) / 167 \right] \quad (25)$$

where  $HCost$  is harvesting cost (€ ha<sup>-1</sup>),  $ECost$  is entry cost (€ ha<sup>-1</sup>),  $V$  is the total harvested volume (m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup>),  $FCost$  is forwarding cost (€ m<sup>-3</sup>),  $S$  is slope (%), and is the mean volume of harvested trees (m<sup>3</sup>). It was assumed that the entry cost of moving the machinery to the forest ( $ECost$ ) is 200 € ha<sup>-1</sup>. The forwarding cost was assumed to be 5 € m<sup>-3</sup> and the slope was taken as 20%.

Three discounting rates were used (1%, 3% and 5%) in order to cover varying economic conditions. Each of the nine initial stands was optimised for every combination of discounting rates and timber prices (9 initial stands × 3 discounting rates × 27 different timber prices = 729 optimisation problems).

## 2.7 Fire occurrence and salvage

The annual probabilities of fire employed in this study were 0, 1 and 5% covering a realistic range of the probability of fire for *Pinus radiata* stands in Galicia (with an observed annual probability of 0.3% in 2002 and 2% in 2003) and they were assumed to remain constant over the simulation period, regardless of stand age and stage of development. It was assumed that a proportion of the stand can be harvested after fire (salvaged). The salvage percentage was supposed to be 0%, 40% or 80%. Each of the nine initial stands was optimised not only with every combination of discounting rates and timber prices, but also with every combination of the probability of fire and salvage percentage (729 problems × 3 different fire probabilities × 3 different salvage proportions = 6561 optimisations altogether).

## 2.8 Modelling rotation length and thinning moment

The optimisation algorithm found the best management schedule for each initial stand with every combination of timber prices, discounting rate, fire probability and salvage percentage. Considering all these factors a set of preliminary optimisations were done for

Tab. 1

**Years and costs of tending operations.  $N$  is the number of planted trees per hectare.**  
**Zeitpunkt und Betriebskosten für Eingriffe der Bestandesbegründung**  
**(Pflanzung, 2 Freischnitte und 2 Ästungen,  $N$  ist die Ausgangsstammzahl pro Hektar).**

Year	Operation	Cost (€/ha)
0	regeneration	500+1N
2	cleaning	150
4	cleaning	150
10	pruning	200
15	pruning	200

different numbers of thinning, the range being from zero to six. These optimisations showed that three was the best overall number of thinnings since three thinnings were often needed to achieve the highest soil expectation value, and when this number of thinning was not the best option, the soil expectation value of the best option was not much higher than in the three-thinning schedule. Thus, the 6561 optimisation runs were done with three thinnings. The results were used to model the relationship between rotation length, pre- and post-thinning basal area and the following types of explanatory variables: stand characteristics (planting density and site index), economic parameters (timber prices and discounting rate) and risk of fire (probability of fire and salvage percentage). Moreover, the type of the thinnings was studied by analysing the ratio of the mean diameter before and after thinning. *Figure 1* shows examples of optimisations that were used as modelling data.

### 3. RESULTS

#### 3.1 Rotation length

The model obtained for the optimal rotation length was as follows:

$$R = a_0 + a_1 SI + a_2 N + a_3 r + a_4 p_{\text{fire}} + a_5(p_{\text{fire}} \times s) + a_6 P_{\text{II}} + a_7(P_{\text{I}} \times P_{\text{II}}) \quad (26)$$

where  $R$  is rotation length (years),  $SI$  is site index (m),  $N$  is planting density (number of trees per hectare),  $r$  is discounting rate (%),  $p_{\text{fire}}$  is the annual probability of fire,  $s$  is the salvage percentage after a fire and  $P_{\text{I}}$  and  $P_{\text{II}}$  are, respectively, the prices of timber grades I and II ( $\text{€ m}^{-3}$ ). All predictors were significant according to the  $t$

test ( $p < 0.0005$ , *Tab. II*). Although other variables were tested, such as the price of timber grade III, and several combinations of variables, the model in Equation 27 was the one that gave the best results with  $R^2$  of 0.935 and a standard error of 1.92275.

The conclusions that can be extracted from the model are logical. Better site indices lead to shorter rotations (*Fig. 2*). Site index is the most significant predictor in this model (with the highest  $t$  value), but not much less significant are discounting rate and probability of fire (*Table II*). The increase of both discounting rate and probability of fire shorten the rotation lengths. When the probability of fire is constant, an increasing in discounting rate from 1% to 3% implies 5 years decrease in rotation length (when  $SI$  is 19 meters, price of timber grade I is  $90 \text{ € m}^{-3}$ , price of timber price II is  $50 \text{ € m}^{-3}$ , salvage is 40% and planting density is 1500 trees per hectare). An increase from the 3% to the 5% has the same effect. An increase in the probability of fire from 0% to 1% means two years decrease in rotation length, whereas an increase from 1% to the 5% decreases the rotation length by 4 years. However, since the probability of fire interacts with salvage percentage, its effect decreases with increasing salvage percentage (*Fig. 3*).

Of the timber prices, the most important one turned out to be the price of grade II ( $35 > d \geq 18 \text{ cm}$ ). Its increment decreases the optimal rotation length if the price of grade I remains constant. Nevertheless, the effect of price of grade II depends on the price of grade I ( $d \geq 35 \text{ cm}$ ): the higher is the price of grade I, the smaller is the influence of the price of grade II (*Fig. 4*). When the price of grade I is high, it is more profitable to delay the clear felling until the trees

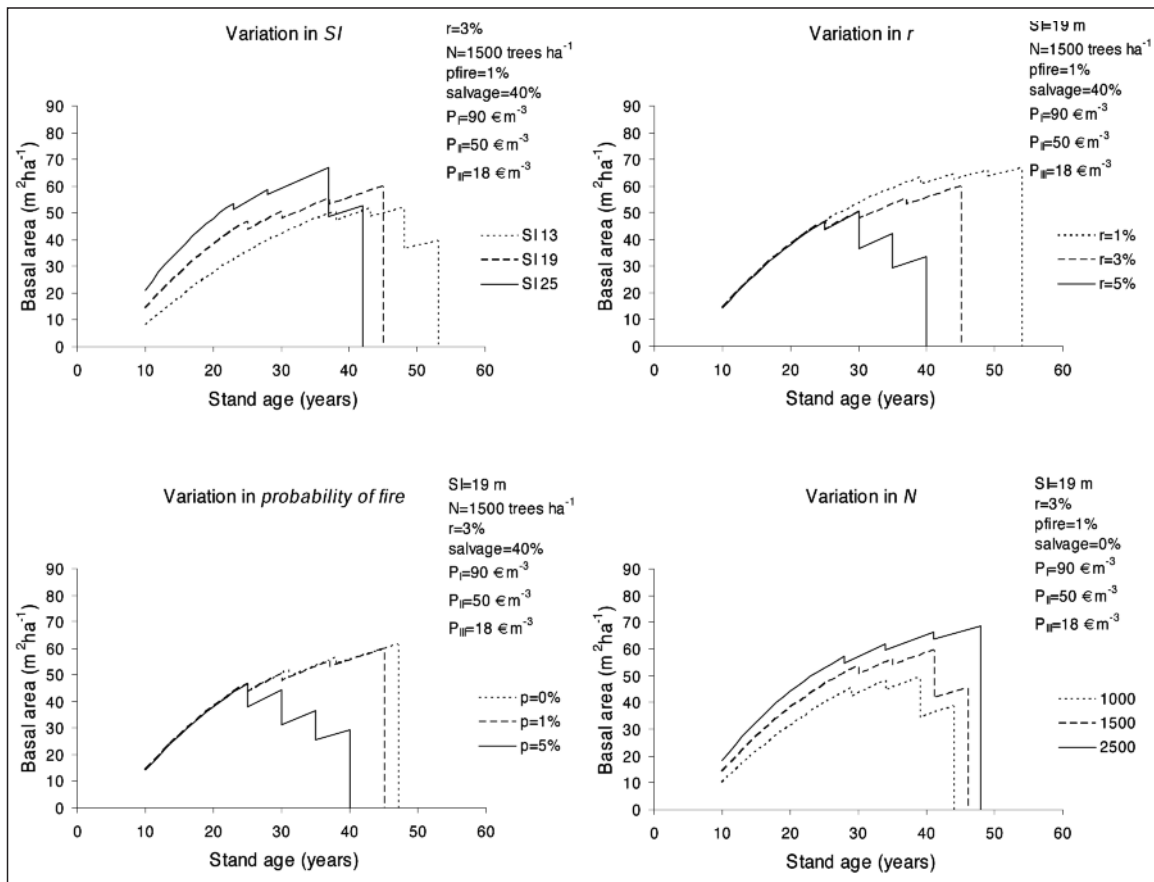


Fig. 1

Examples of optimisations used as modelling data.

Beispiele für simulierteoptimierte Ausgangsdaten für die Regressionanalyse.



Tab. 2

Regression coefficients of Equations 26, 27 and 28, their standard errors (S.E.) and statistical significance.

Regressionkoeffizienten der Gleichungen 26, 27 und 28 mit Standardfehlern (S.E.) und statistischer Signifikanz.

Variable	Parameter	Coefficient	S.E.	<i>t</i> statistic	Significance ( <i>p</i> )
Equation 26					
Constant	$a_0$	75.624	0.158	479.8	<0.0005
<i>SI</i>	$a_1$	-0.845	0.005	-174.3	<0.0005
<i>N</i>	$a_2$	$2.293 \times 10^{-3}$	0.000	60.2	<0.0005
<i>r</i>	$a_3$	-2.495	0.015	-171.7	<0.0005
$p_{\text{fire}}$	$a_4$	-2.107	0.015	-142.6	<0.0005
$p_{\text{fire}} \times S$	$a_5$	0.026	0.000	104.0	<0.0005
$P_{\text{II}}$	$a_6$	-0.271	0.003	-100.5	<0.0005
$P_{\text{I}} \times P_{\text{II}}$	$a_7$	$1.239 \times 10^{-3}$	0.000	60.2	<0.0005
Equation 27					
Constant	$a_0$	3.725	0.010	368.4	<0.0005
$\ln(SI)$	$a_1$	0.374	0.003	116.1	<0.0005
$1/T$	$a_2$	-12.635	0.145	-86.9	<0.0005
$1/N$	$a_3$	-436.532	2.952	-147.9	<0.0005
$p_{\text{fire}}$	$a_4$	-0.031	0.001	-23.2	<0.0005
$T \times r$	$a_5$	$-1.414 \times 10^{-3}$	0.000	-43.3	<0.0005
$T \times p_{\text{fire}}$	$a_6$	$-8.231 \times 10^{-4}$	0.000	-19.5	<0.0005
$p_{\text{fire}} \times S$	$a_7$	$6.290 \times 10^{-4}$	0.342	74.1	<0.0005
$P_{\text{I}} \times r$	$a_8$	$3.511 \times 10^{-4}$	0.000	39.2	<0.0005
$P_{\text{II}} \times r$	$a_9$	$-7.359 \times 10^{-4}$	0.000	-37.7	<0.0005
Equation 28					
Constant	$a_0$	16.750	0.349	47.9	<0.0005
$\ln(SI)$	$a_1$	-5.452	0.126	-43.1	<0.0005
$p_{\text{fire}}$	$a_2$	-0.450	0.044	-10.2	<0.0005
$G_{\text{before}}$	$a_3$	0.972	0.003	281.1	<0.0005
$T \times r$	$a_4$	-0.049	0.001	-47.6	<0.0005
$T \times p_{\text{fire}}$	$a_5$	-0.029	0.001	-21.4	<0.0005
$p_{\text{fire}} \times S$	$a_6$	0.010	0.000	31.0	<0.0005
$P_{\text{I}} \times r$	$a_7$	0.012	0.000	40.1	<0.0005
$P_{\text{II}} \times r$	$a_8$	-0.020	0.001	-35.8	<0.0005

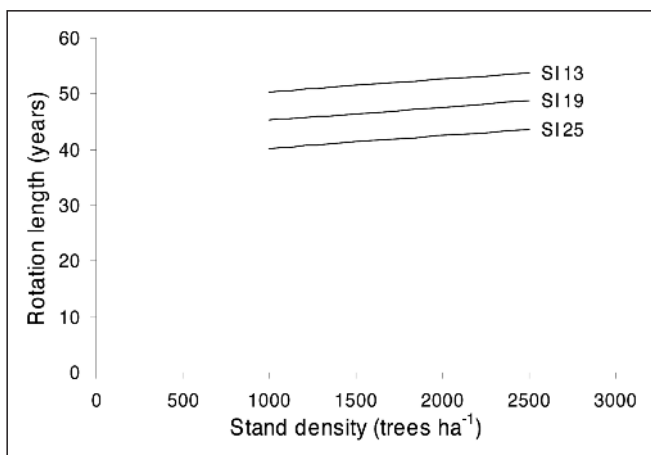


Fig. 2

Effect of site index and planting density on the optimal rotation length when discounting rate is 3%, probability of fire is 1%, salvage percentage is 40% and the prices of timber grades I, II and III are 90, 50 and 18 €m<sup>-3</sup>, respectively.

Effekt von Bonität und Planzverband auf die optimale Umtriebszeit (bei Diskontsatz 3%, Waldbrandwahrscheinlichkeit 1%, Nutzholanteil nach Brand 40%, Holzpreise je nach Sortierung: Klasse I 90 €m<sup>-3</sup>, II 50 €m<sup>-3</sup> und III 18 €m<sup>-3</sup>).

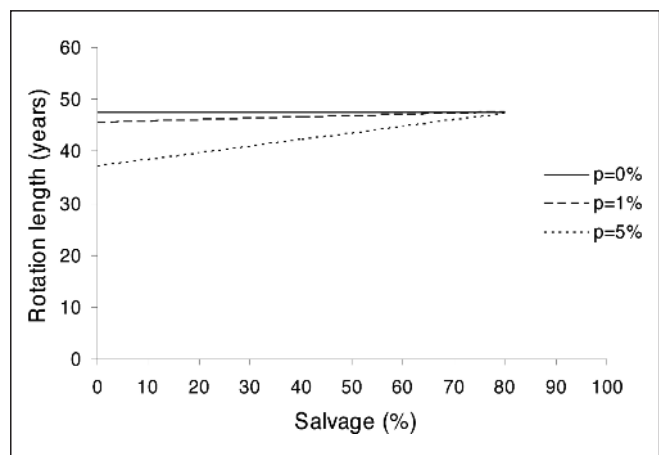


Fig. 3

Effect of the probability of fire and salvage percentage on the rotation length when the site index is 19 meters, discounting rate is 3%, number of planted trees per hectare is 1500 and the prices of timber grades I, II and III are 90, 50 and 18 €m<sup>-3</sup>, respectively.

Effekt von Waldbrandwahrscheinlichkeit und Nutzungsholzanteil nach Brand auf die optimale Umtriebszeit (bei Bonität 19 m, Diskontsatz 3%, Bestandesbegründung mit 1.500 ha<sup>-1</sup>, Holzpreise je nach Sortierung wie in Figur 2).

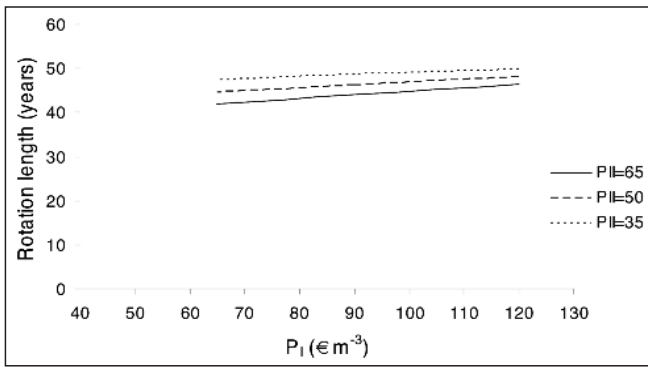


Fig. 4

Effect of the price of timber grades I and II on the optimal rotation length when the site index is 19 meters, probability of fire is 3%, discounting rate is 1%, number of planted trees per hectare is 1500, salvage percentage is 40% and the price of timber grade III is 18 € m<sup>-3</sup>.

Effekt der Holzpreise (Sortiment I und II) auf die optimale Umtriebszeit (bei Bonität 19 m, Diskontsatz 1%, Waldbrandwahrscheinlichkeit 3%, Bestandesbegründung mit 1.500 ha<sup>-1</sup>, Nutzholzanteil nach Brand 40%, Holzpreis Klasse III 18 € m<sup>-3</sup>).

achieve the dimensions needed for grade I. The price of grade III was not a significant predictor.

The model also implies that the higher is the number of trees per hectare the longer are the optimal rotation lengths. The shortest rotations are obtained when the price of grade I, the number of trees per hectare and the salvage percentage are low (65 € m<sup>-3</sup>, 1000 trees per hectare and 0%, respectively) and the price of grade II, discounting rate and the probability of fire are high (65 € m<sup>-3</sup>, 5% and 5%).

### 3.2 Pre- and post-thinning basal area

The models for the optimal pre- and post-thinning basal area were as follows:

$$\ln(G_{\text{before}}) = a_0 + a_1 \ln(SI) + a_2(1/T) + a_3(1/N) + a_4 P_{\text{fire}} + a_5(T \times r) + a_6(T \times p_{\text{fire}}) + a_7(p_{\text{fire}} \times s) + a_8(r \times P_I) + a_9(r \times P_{II}) \quad (27)$$

$$G_{\text{after}} = a_0 + a_1 \ln(SI) + a_2 P_{\text{fire}} + a_3 G_{\text{before}} + a_4(T \times r) + a_5(T \times p_{\text{fire}}) + a_6(p_{\text{fire}} \times s) + a_7(P_I \times r) + a_8(P_{II} \times r) \quad (28)$$

where  $G_{\text{before}}$  is the stand basal area just before thinning and  $G_{\text{after}}$  is the remaining basal area after the thinning treatment, both expressed in m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup>.  $T$  is the age of the stand expressed in years. The R<sup>2</sup> of Equation (27) is 0.819 and its standard error is 0.101. For Equation (28), the R<sup>2</sup> is 0.922 and the standard error is 3.657.

The model for the basal area before thinning suggests that better site indexes have higher optimal basal areas. The same occurs with plantation density since the negative coefficient of  $1/N$  indicates that the higher is the planting density, the higher is the optimal pre-thinning basal area. With low discounting rates, optimal pre-thinning basal area increases with increasing stand age if the probability of fire is low (Fig. 5). With higher discounting rates the optimal pre-thinning basal area begins to decrease after certain age (Fig. 5).

Increasing probability of fire decreases the optimal basal area before thinning. Since the probability of fire interacts with stand age it has a similar effect as discounting rate, i.e., increasing probability of fire decreases the optimal pre-thinning basal area after certain age (Fig. 6). When the salvage percentage increases, the effect of the probability of fire decreases (Fig. 6). With a salvage percentage of 100 the probability of fire no longer affects the thinning basal area.

The model also includes two more predictors related to discounting rate:  $r \times P_I$  and  $r \times P_{II}$ . The negative coefficient of  $r \times P_{II}$  implies that the effect of discounting rate is strengthened by the increase of price II. The positive coefficient of  $r \times P_I$  means that increasing  $P_I$  increases the pre-thinning basal area most with high discounting rates.

The model for the optimal basal area after thinning follows similar trends as the model for the optimal basal area before thinning due to the strong correlation between pre- and post-thinning basal area. The model suggests that thinnings should be heavier with better site indexes. With high probabilities of fire the optimal post-thinning basal area decreases (see also Fig. 6). The probability of fire affects more in older stands but high salvage percentages largely cancel the influence of the probability of fire.

Discounting rate affects in a similar way as the probability of fire (see Fig. 5). In general, high discounting rates lead to lower optimal

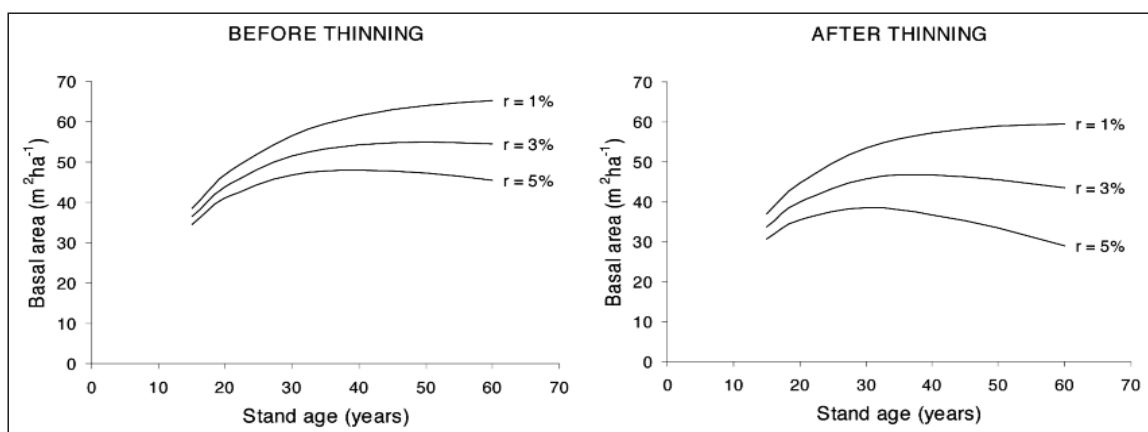


Fig. 5

Effect of discounting rate on the optimal stand basal area before and after thinning when the site index is 19 meters, number of planted trees per hectare is 1500, probability of fire is 1%, salvage percentage is 40% and the prices of timber grades I, II and III are 90, 50 and 18 € m<sup>-3</sup>, respectively.

Effekt des Diskontsatzes auf die optimale Bestandesgrundfläche vor und nach Vornutzungen (bei Bonität 19 m, Bestandesbegründung mit 1.500 ha<sup>-1</sup>, Waldbrandwahrscheinlichkeit 1%, Nutzholzanteil nach Brand 40%, Holzpreise je nach Sortierung wie in Figur 2).

post-thinning basal area. This effect gets stronger with increasing stand age and improving price of timber grade II. Increasing price of timber of grade I has the opposite influence.

### 3.3 Type of thinning

To analyse the type of the thinnings, the ratio of the mean diameter between post- and pre-thinning stands ( $D_{\text{after}}/D_{\text{before}}$ ) was inspected. The mean value of this ratio was 1.0282. The ratio was influenced by several predictors, for instance the age, according to the following equation:

$$D_{\text{after}}/D_{\text{before}} = 0.220 - 0.055\ln(1/T) \quad (29)$$

Figure 7 shows that at young ages, thinnings are low thinning but with increasing the stand age, thinnings become more and more uniform.

## 4. DISCUSSION

### 4.1 Validity of the methods

To develop models for the optimal management schedules for even-aged *Pinus radiata* stands in Galicia the dynamic whole-stand

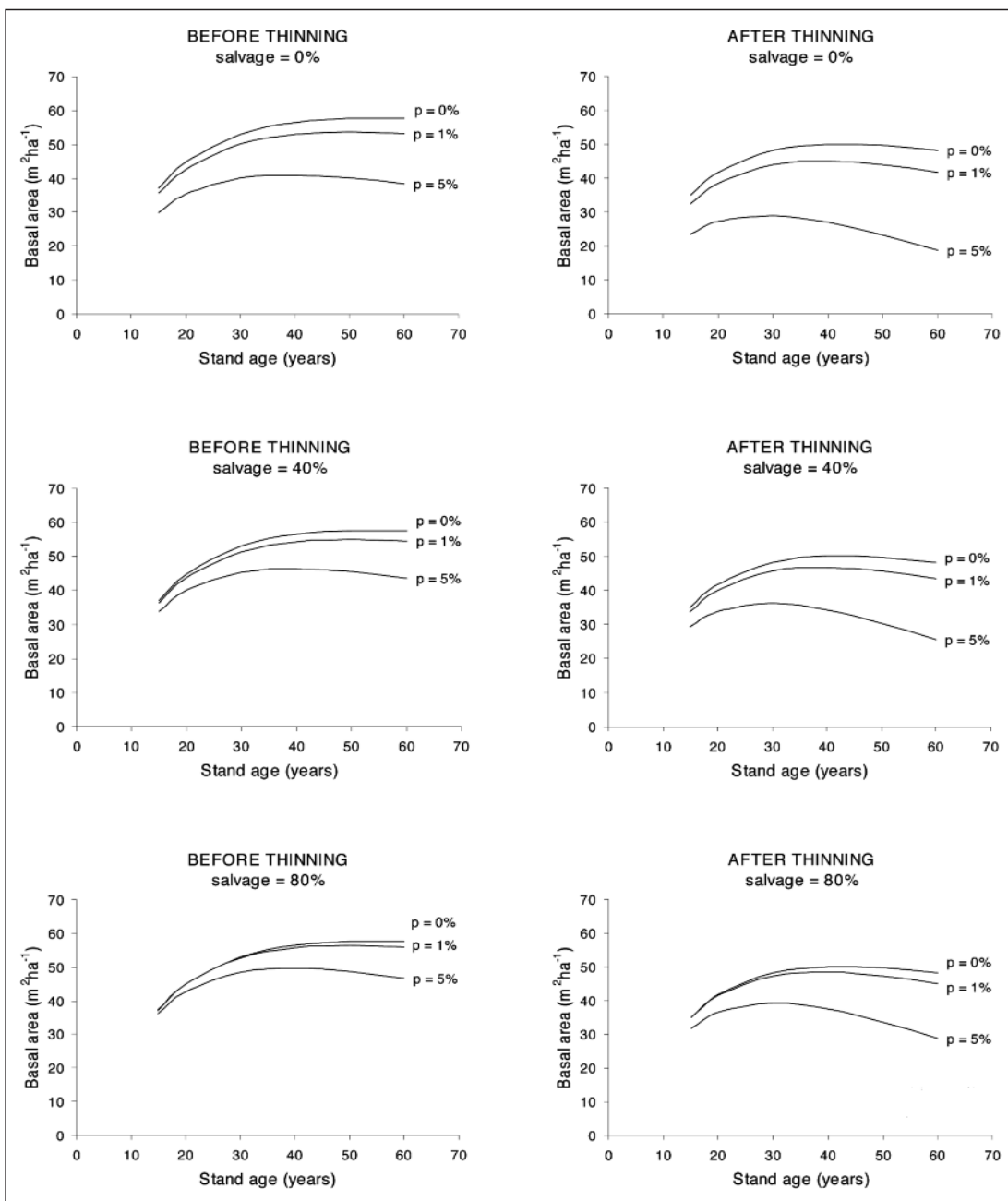


Fig. 6

Basal area before and after thinning for different probabilities of fire and salvage percentages when the site index is 19 meters, discounting rate is 3%, number of planted trees per hectare is 1500 and the prices of timber grades I, II and III are 90, 50 and 18 €m<sup>-3</sup>, respectively.

Effekt von Waldbrandwahrscheinlichkeit und geschätztem Nutzholzanteile nach Brand auf die optimale Bestandesgrundfläche vor und nach Vornutzungen (bei Bonität 19 m, Diskontsatz 3%, Bestandesbegründung mit 1.500 ha<sup>-1</sup>, Holzpreise je nach Sortierung wie in Figur 2).

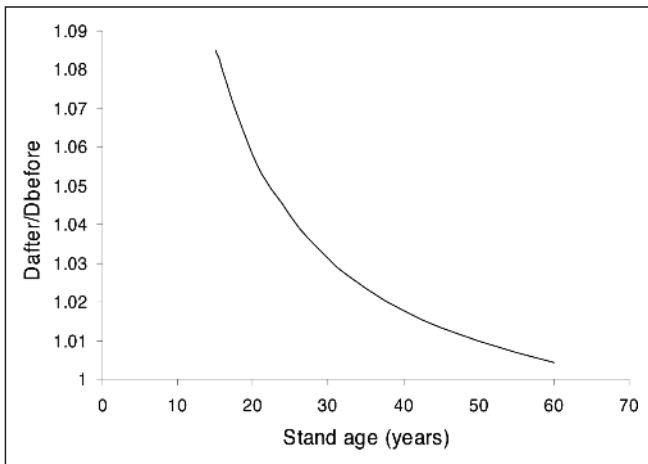


Fig. 7

Correlation between stand age and the ratio of the mean diameter between post- and pre-thinning basal area.

Korrelation zwischen dem Bestandesalter und dem Durchmesser-mittelstammverhältnis vor und nach der Durchforstung.

model developed by CASTEDO-DORADO et al. (2007) was employed. This model has been demonstrated to be robust for medium-term projections of stand volume, even outside the domains of the database used in its construction (CASTEDO-DORADO et al., 2007). However, long extrapolations beyond the maximum stand age of the modelling data (47 years) must be taken with care.

The optimal management schedules did not always exactly agree with the models developed (see Figure 8). This is partly due to the characteristics of the algorithm of Hooke and Jeeves that sometimes converges to a local optimum that is often nearly as good as the global optimum. For example, two quite different management schedules often led to nearly similar values of SEV: either three light thinnings or two light thinnings and a heavier third thinning (Figs. 1 and 8). Optimisation selects one of these two strategies but not schedules in-between. However, regression modelling of the

optimal schedules has an averaging effect with a consequence that the models may suggest management that is a “compromise” between two different strategies. Despite this kind of discrepancies, the degree of explained variance was quite high for all the models, suggesting that they well depict the major effects of the studied variables on the optimal management of *P. radiata* stands in Galicia.

The models developed in this study are instructions that assure good management in static conditions. Forestry practice should use the instructions in a flexible enough way since changes e.g. in economic situation (timber price, discounting rate) may make the adopted instruction obsolete or even wrong. However, the models developed in this study also indicate the way in which management should be altered in a changed situation. In forest level management there may be additional goals other than maximal profitability, such as even flow of timber from the whole forest. These goals lead to a situation in which stand level optima must not be accurately followed in every stand. However, our models are useful also in forest-level management and planning, since they give the level around which rotation lengths and growing stock densities should be varied when searching for the optimal combination of management schedules for the stands.

In this study, both the probability of fire occurrence and the salvage percentage were considered exogenous to management and constant over the rotation. The first assumption is most probably justified in Galicia where the main reason for ignition is arson, the probability of fire therefore depending on the location rather than stand characteristics. The salvage rate was assumed constant due to the lack of information about the relationship between stand characteristics and salvage. This assumption may be less good as young stands are often considered more vulnerable than mature stands. However, since very young stands have no merchantable timber, the loss was in fact total with any salvage rate because, in the optimisations, the stand was clear-cut and regenerated after every fire. This means that our simplified assumptions about salvage rate and the models most probably lead to right conclusions about optimal management, especially with higher salvage rates.

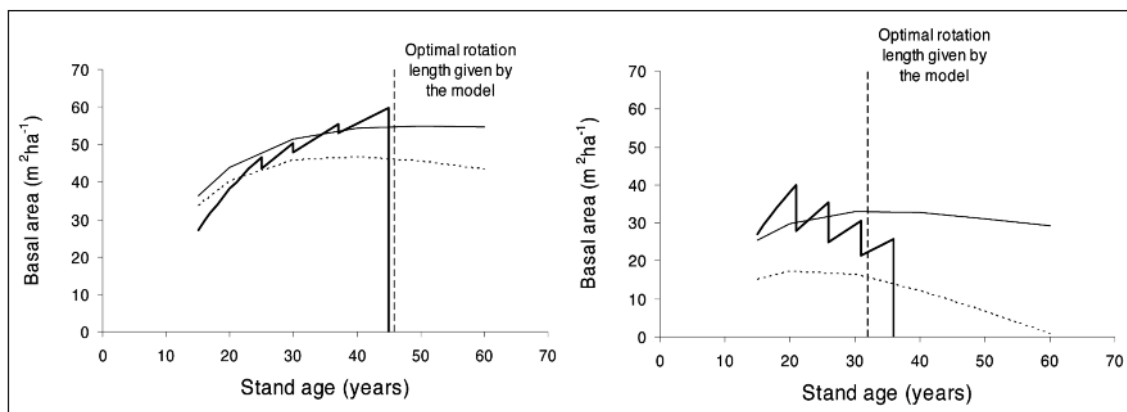


Fig. 8

Comparison between the basal area before (thin solid line) and after (dashed line) thinning obtained from the models for optimal basal area before and after thinning, and the optimal management schedule (thick line) obtained in the optimisations for planting density of 1500 trees per hectare, and site index 19 meters when prices of timber grades I, II and III are 90, 50 and 18 €m<sup>-3</sup>, respectively. On the left the discounting rate is 3%, probability of fire is 1% and salvage percentage 40%. On the right the discounting rate is 5%, probability of fire is 5% and salvage percentage 0%.

Optimierte Bestandesgrundfläche vor (dünne ausgezogene Linie) und nach (dünne gepunktete Linie)

Eingriffen und optimierter Managementplan (dicke ausgezogene Linie) (bei Bonität 19 m,

Bestandesbegründung mit 1.500 ha<sup>-1</sup>, Holzpreise je nach Sortierung wie in Figur 2, Diskontsatz links 3%, rechts 5%, Waldbrandwahrscheinlichkeit links 1%, rechts 5%, Nutzholzanteil nach Brand links 40%, rechts 0%).

#### 4.2 Effect of risk of fire

Although some other studies have compared different management alternatives from the economic point of view in the region (RODRÍGUEZ et al., 2002; CASTEDO-DORADO et al., 2004; ROJO et al., 2005), this is the first study that optimized the management schedules of even-aged *P. radiata* stands in Galicia. Due to the great number of factors that affect the management, simple rules for e.g. the optimal rotation length can not be given.

One of the main conclusions that can be extracted from the models of this study is the great influence of the probability of fire on the optimal management schedule. Increasing risk of fires implies shorter rotation lengths, earlier thinnings, and heavier thinnings. To further illustrate the effect of fire risk it is interesting to analyse the results with and without taking fire into account. When the probability of fire is zero, the optimal rotation lengths vary for the best site index (25 meters at 20 years) from 32 to 53 years, while for the poorest site index (13 meters) the range is from 42 to 64 years. When the probability of fire is 5%, optimal rotation lengths are about 10 years shorter, varying between 21 and 43 for the best site and between 32 and 53 years for the poorest site.

This comparison gives an idea of the importance of integrating the risk of fire in forest management planning. The salvage percentage also turned out to be an important variable, strongly affecting the optimal management schedule. When the salvage is 80%, the optimal rotation length with the annual probability of 5% are between 42 and 63 years for the best soil qualities, and between 32 and 53 for the poorest ones, which are almost the same as the rotation lengths obtained when the probability of fire is zero. Therefore, the influence of the probability of fire is extremely dependent on the salvage possibility.

Since fire represents a risk for the persistence of the stand, it is logical that rotation lengths should be decreased with increasing fire probability to minimise the exposure of the stand to the risk. This result fits with previous studies (ROUTLEDGE, 1980; MARTELL, 1980; REED, 1984; REED and ERRICO, 1985 and CAULFIELD, 1988). On the other hand, when a part of the commercial volume of the stand can be harvested, the fire causes smaller losses. When the salvage is very high, the optimal rotation lengths are not necessary shorter than the ones that do not consider the risk of fire, which agrees with the results obtained by ROUTLEDGE (1980) and REED (1984).

Fire risk also affect optimal thinnings. When the probability of fire increases, optimal schedules try to avoid high losses by minimising either the amount of timber in the stand or the time that this timber remains in the stand. When increasing the probability of fire, the optimal pre-thinning basal area decreases, which means that thinnings take place sooner. Also the post-thinning basal area decreases, which means that thinnings are heavier. These effects are more noticeable when the salvage percentage is low.

In recent years, GONZÁLEZ et al. (2005) optimised the management of *Pinus sylvestris* stands in Catalonia considering the risk of fire. The optimisation algorithm used was the same as in the present study, although the way to assess fire risk was different: GONZÁLEZ et al. (2005) used stochastic optimisation while we used a deterministic method. Despite these methodological differences, the conclusions were quite similar. In both cases increasing risk of fire led to shorter rotation length under conditions of no salvage. When the salvage was high, this conclusion could not be made. In both studies, increasing discounting rate led to shorter rotation lengths. Also the effect of site index on the optimal rotation length was similar. Although GONZÁLEZ et al. (2005) did not fix the number of thinnings, the conclusion were similar: the higher the risk of fire is, the earlier and heavier are the thinnings.

RODRÍGUEZ et al. (2002) and CASTEDO-DORADO et al. (2004) compared different management schedules for *Pinus radiata* stands in Galicia assessing the risk of fire in the same way as in the present study although they considered the fire risk as age-dependent. They concluded that rotation lengths longer than currently used are needed and that fire risk does not lead to shorter rotation length, at least not significantly. The first result agrees with the conclusion of the present study. The second conclusion does not agree with our results for low salvage rate but it does agree with our results for high salvage rates. Both RODRÍGUEZ et al. (2002) and CASTEDO-DORADO et al. (2004) assumed that the risk is concentrated in the first years after the establishment of the stand which could also explain their results. Note that the method employed in this study could be used also with endogenous risk, provided that there are data available to relate the probability of fire and salvage percentage with stands characteristics. It may be concluded that with endogenous salvage rate, and assuming that the salvage rate increases with stand age, increasing fire risk would have less influence on the optimal rotation length.

#### 4.3 Effect of other parameters

The influence of the discounting rate on rotation length and thinnings is similar to the influence of fire risk. The increment of discounting rate and the probability of fire lead to a situation in which the expected losses of too high standing volumes are high. With high discounting rates it is not worthwhile to maintain valuable growing stocks. In fact, some authors have proposed that risk can be integrated in forest planning by adding a risk premium to the discounting rate in a risky environment (GUTTENBERG, 1950; REED, 1984).

Considering the traditional management schedules of *P. radiata* in Galicia, the influence of site index is quite important. The currently recommended management schedules are the same for all site indices although the results in this study clearly show that the optimal rotation depends also on site index. Shorter rotations should be used for the best site index (Fig. 2). Site index also affects the timing and type of thinnings. Optimal pre-thinning basal area increases with site index, but because basal areas increase faster on good sites, thinnings take place sooner on better sites. Moreover, improving site index also leads to heavier thinnings.

Prices of timber grades I and II were significant predictors, especially for optimal rotation length. The increment in the price of timber grade II leads to shorter rotation lengths. This is logical since when the price of grade II approaches to the price of the largest timber (grade I) it is not worthwhile to wait until the trees reach larger dimensions. When the price of timber grade I is clearly higher than the price of smaller dimensions, it is profitable to delay clear-felling until most trees achieve the size required for this assortment. The effect of timber price is similar in the models for the optimal pre- and post-thinning basal area. Good prices of grade I can be translated into later and delayed thinnings while high prices of grade II lead to earlier and heavier thinnings.

#### 5. ABSTRACT

This study presents regression models for the optimal management of even-aged *Pinus radiata* D. Don stands in Galicia under the risk of forest fires. *P. radiata* is an economically important species in the region but lacks management instructions based on systematic analyses. The study employed a growth and yield model and optimisation to produce data for regression analysis. The objective variable of optimisation was soil expectation value. Optimisations were done for nine initial stands that represent the existing range of variation in site productivity and planting density of *P. radiata* in Galicia. Several prices for three different timber

assortments were used in the optimisations, as well as different discounting rates. To characterise the risk of fire, two variables were varied, probability of fire and salvage percentage. Based on the results of the optimisations, regression models for the optimal rotation length and optimal timing and type of the thinnings were developed. The results show that high probability of fire and high discounting rate lead to short rotations (21 to 32 years) and heavy thinnings. When the risk of fire and the discounting rate are low, much longer rotations (53 to 64 years) are needed to maximise profitability. As logical, increasing salvage percentage decreases the effect of the probability of fire. Higher site index and increased price of medium-sized timber shorten optimal rotations while increasing planting density and price of large timber lead to longer rotation lengths.

## 6. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Managementmodelle zur Optimierung des Anbaus der Monterey-Kiefer in Nordwest-Spanien mit verschiedenen Waldbrand-Risiken.*

In diesem Beitrag werden Regressionsmodelle zur Optimierung des Anbaus der Monterey-Kiefer in Galizien (Nordwest-Spanien) mit verschiedenen Waldbrand-Risiken studiert. *Pinus radiata* D. Don ist eine der wirtschaftlich wichtigsten Baumarten der Region, aber es stehen keine auf Systemanalyse basierenden Managementempfehlungen für sie zur Verfügung. In dieser Studie wurden ein Waldwachstumsmodell und Optimierungsalgorithmen verwendet, um Datensätze für eine Regressionsanalyse (Empfindlichkeitsanalyse) zu simulieren. Dabei dienten als Ausgangsdaten der Simulationen die Anfangswerte für neun Bestände, die die gesamte für die Art in der Region zu findende Spannweite an Bonitäten und Pflanzverbänden abdecken. Der Bodenerwartungswert diente als Zielparаметer der Optimierung, die mit verschiedenen Preisen für drei Holzsortimente und mit verschiedenen Diskontsatzes spielte. Zusätzlich wurde das Waldbrandrisiko mittels der beiden Variablen Waldbrandwahrscheinlichkeit und prozentueller Anteil des kommerziell noch nutzbaren Holztrages nach einem Waldbrand eingebracht. Die mit den Optimierungen erstellten Regressionsmodelle für optimale Umtriebszeit und Durchforstungszeitpunkte und -arten ergaben, dass je höher das Waldbrandrisiko oder der Diskontsatz, desto stärker waren die Vornutzung und desto kürzer die Umtriebszeit, um die 20–30 Jahre. Bei geringerem Risiko oder Zinssatz wäre ein mehr als doppelt so langer Umtrieb (50–65 Jahre) rentabler. Dabei wurde der Effekt des Waldbrandrisikos natürlich abgemildert, je höher der angenommene Anteil an kommerziell noch nutzbarem Holz war. Und umso besser die Ertragsklasse oder um so niedriger das Preisgefälle innerhalb der Holzsortierung war, desto früher empfahl sich die Endnutzung.

## 7. Résumé

Titre de l'article: *Modèles d'optimisation optimale de Pinus radiata D. Don en Galice (Nord-Ouest de l'Espagne) prenant en compte le risque d'incendie.*

L'étude présente des modèles de régression pour un aménagement optimal de peuplements équiennes de *Pinus radiata* D. Don en Galice, prenant en compte le risque des incendies de forêt. Le pin radiata est une essence forestière importante dans la région mais il manque les instructions d'aménagement fondées sur des analyses systématiques. L'étude a utilisé un modèle de croissance et de rendement, et l'optimisation pour approvisionner l'analyse de régression en données. La variable non biaisée de l'optimisation était constituée par la valeur attendue du sol.

Des optimisations ont été menées dans le cas de neuf peuplements initiaux représentant la gamme effective de variation de la fertilité des sites et de la densité de plantation du pin radiata en Galice. Divers prix pour trois différents assortiments de bois ont été

utilisés dans les optimisations ainsi que différents taux d'intérêt. Pour caractériser le risque d'incendie on a utilisé deux variables, la probabilité de l'incendie et le pourcentage de récupération en cas d'incendie. On a établi des modèles de régression à partir des résultats des optimisations; ils portent sur la longueur optimale de révolution, les dates optimales et le type d'éclaircie. Les résultats montrent qu'une forte probabilité d'incendie et qu'un fort taux d'intérêt incitent à de courtes révolutions (21 à 32 ans) et à de fortes éclaircies. Lorsque le risque d'incendie et le taux d'intérêt sont faibles, de bien plus longues révolutions (53 à 64 ans) sont nécessaires pour maximiser la rentabilité. Comme cela est logique un pourcentage élevé de récupération minimise l'effet de la probabilité de l'incendie. Une plus haute classe de fertilité et un prix plus élevé des bois de dimension moyenne incitent à un raccourcissement des révolutions optimales alors qu'une augmentation de la densité de plantation et du prix des gros bois conduisent à des révolutions plus longues.

R. K.

## 8. Acknowledgements

This work was founded by the Fundación Barrié de la Maza (Spain) and the Graduate School of Forest Science (Finland). We thank Mr. SANTIAGO BARROS (Servicio de Montes e Industrias Forestales de A Coruña) for the data provided about fire statistics. Dr. SVEN MUTKE is deeply acknowledged for the help provided with the German translation.

## 9. References

- ALDER, D. (1979): A distance-independent tree model for exotic conifer plantations in East Africa. *For. Sci.* **25**(1): 59–71.
- AMACHER, G., A. MALIK and R. HAIGHT (2005a): Don't get burned: the importance of fire prevention in forest management. *Land Economics* **81**(2): 284–302.
- AMACHER, G., A. MALIK and R. HAIGHT (2005b): Forest landowner decisions and the value of information under fire risk. *Canadian Journal of Forest Research* **35**: 2603–2615.
- AMBROSIO, Y., E. TOLOSANA and S. VIGNOTE (1999): El coste de los trabajos de aprovechamiento forestales como factor condicionante de la gestión forestal. Aplicación a las cortas de mejora en masas de pino silvestre. *In: ROJO, A. et al. (eds.), Actas del Congreso de Ordenación y Gestión Sostenible de Montes.* Santiago de Compostela, 4–9 de octubre 1999, edición CD.
- BAZARAA, M. S. and C. M. SHETTY (1979): *Nonlinear programming: theory and algorithms.* John Wiley & Sons, New York.
- BRIGHT, G. and C. PRICE (2000): Valuing forest land under hazards to crop survival. *Forestry* **73**(4): 361–370.
- CASTEDO-DORADO, F., R. RODRÍGUEZ SOALLEIRO, A. ROJO and J. G. ÁLVAREZ GONZÁLEZ (2004): Valuating Standard treatment options for *Pinus radiata* D. Don plantations in Galicia including the risk of fires. *International I.U.F.R.O. 4.04.06 Meeting. The Economics and Management of High Productivity Plantations.* Lugo (Spain). September 27<sup>th</sup>–30<sup>th</sup> 2004.
- CASTEDO-DORADO, F., U. DIÉGUEZ-ARANDA and J. G. ÁLVAREZ GONZÁLEZ (2007): A growth model for *Pinus radiata* D. Don stands in north-western Spain. *Ann. For. Sci.* **64**: 453–465.
- CASTEDO-DORADO, F., F. CRECENTE-CAMPO, P. ÁLVAREZ-ÁLVAREZ and M. BARRIO-ANTA (2009): Development of a stand density management diagram for radiata pine stands including assessment of stand stability. *Manuscript.* *Forestry* **82**(1): 1–16.
- CAULFIELD, J. P. (1988): A stochastic efficiency approach for determining the economic rotation of a forest stand. *For. Sci.* **34**(2): 441–457.
- DANS, F., F. FERNÁNDEZ DE ANA, A. ROMERO, A. CASTRO, F. MOLINA, A. ROJO and F. SÁNCHEZ (1999): *Manual de selvicultura del pino radiata en Galicia.* Escola Politécnica Superior y Asociación Forestal de Galicia, 199 pp.
- DIETER, M. (2001): Land expectation values for spruce and beech calculated with Monte Carlo Modelling Techniques. *For. Pol. Econ.* **2**: 157–166.
- ENGELHARD, R. J. and W. C. ANDERSON (1983): A method of assessing risk in forestry investments. *USDA Forest Service, South Experiment Station.* New Orleans, LA, Research Paper SO-189.
- FANG, Z., B. E. BORDERS and R. L. BAILEY (2000): Compatible volume-taper models for loblolly and slash pine based on a system with segmented-stem form factors. *For. Sci.* **46**: 1–12.
- GONZÁLEZ, J. R., T. PUKKALA and M. PALAHÍ (2005): Optimising the management of *Pinus sylvestris* L. stand under risk of fire in Catalonia (north-east of Spain). *Ann. For. Sci.* **62**: 493–501.
- GUTTENBERG, S. (1950): The rate of interest in forest management. *J. For.* **48**: 3–7.

- HAIGHT, R. G. and R. A. MONSERUD (1990): Optimizing any-aged management of mixed-species stands: II. Effects of decision criteria. *For. Sci.* **36**: 125–144.
- HOOKE, R. and T. A. JEEVES (1961): "Direct Search" solution of numerical and statistical problems, *J. Assoc. Comput. Mach.* **8**: 212–229.
- HYYTÄINEN, K. (2003): Integrating economics and ecology in stand-level timber production, Finnish Forest Research Institute, Research Papers **908**: 42p.+ pp.
- MABVURIRA, D. and T. PUKKALA (2002): Optimising the management of *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. *For. Ecol. Manage.* **166**: 149–157.
- MARTELL, D. L. (1980): The optimal rotation of a flammable forest stand. *Can. J. For. Res.* **10**: 30–34.
- MIINA, J. (1998): Preparation of management models using simulation and optimisation. In: PUKKALA, T. and EERIKÄINEN, K. (eds.). Tree seedling production and management of plantation forests, University of Joensuu, Faculty of Forestry. Research notes **68**, pp. 165–180.
- MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE (2006): Los incendios forestales en España. Decenio 1996–2005. Dirección General para la Biodiversidad, 106 pp.
- MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE (2007): Los incendios forestales en España. Año 2006. Avance informativo. Dirección General para la Biodiversidad, 26 pp.
- MÖYKKYNEINEN, T., J. MIINA and T. PUKKALA (2000): Optimizing the management of a *Picea abies* stand under risk of butt rot. *For. Path.* **30**: 65–76.
- PALAHÍ, M. and T. PUKKALA (2003): Optimising the management of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) stands in Spain based on individual-tree models, *Ann. For. Sci.* **60**: 105–114.
- PASALODOS-TATO, M. and T. PUKKALA (2007): Optimising the management of even-aged *Pinus sylvestris* L. stands in Galicia, north-western Spain. *Ann. For. Sci.* **64**: 787–798.
- RAUTIAINEN, O., T. PUKKALA and J. MIINA (2000): Optimizing the management of even-aged *Shorea robusta* stands in southern Nepal using individual tree growth models. *For. Eco. Man.*, **126**: 417–429.
- REED, W. J. (1984): The effect of risk of fire on the optimal rotation of a forest. *J. Environ. Manage.* **11**: 180–190.
- REED, W. J. and D. ERRICO (1985): Assessing the long-run yield of a forest stand subject to the risk of fire. *Can. J. For. Res.* **15**(4): 680–687.
- RODRÍGUEZ, R., F. SÁNCHEZ, J. GORGOSO, F. CASTEDO, C. LÓPEZ and K. V. GADOW (2002): Evaluating standard treatment options for *Pinus radiata* plantations in Galicia (north-western Spain). *Forestry* **75**(3): 273–284.
- ROISE, J. P. (1986): An approach for optimizing residual diameter class distributions when thinning even-aged stands. *For. Sci.* **32**: 871–881.
- ROJO, A., U. DIÉGUEZ-ARANDA, R. RODRÍGUEZ-SOALLEIRO and K. V. GADOW (2005): Modelling silvicultural and economic alternatives for Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in Northwestern Spain. *Forestry* **78**(3): 17 pp.
- ROUTLEDGE, R. D. (1980): The effect of potential catastrophic mortality and others unpredictable events on optimal forest rotation policy. *For. Sci.* **26** (3): 389–399.
- SÁNCHEZ, F. (2001): Estudio de la calidad de estación, crecimiento, producción y selvicultura de *Pinus radiata* D. Don en Galicia. Tesis doctoral. Escola Politécnica Superior, 347 pp. (Inédito).
- SEJO, F. (2005): The politics on fire: Spanish forest policy and ritual resistance in Galicia, Spain. *Environmental Politics*. **14**(3): 380–402.

## Monitoring von Habitatbäumen und Totholz auf Basis von Stichproben

(Mit 8 Abbildungen und 2 Tabellen)

HEIDI BÄUERLE<sup>1,\*</sup>, ARNE NOTHDURFT<sup>1</sup>, GERALD KÄNDLER<sup>1</sup> und JÜRGEN BAUHUS<sup>2</sup>

(Angenommen Oktober 2009)

### SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Natura 2000; Betriebsinventur; Line Transect Sampling; Adaptive Cluster Sampling.*

*Natura 2000; Forest Inventory; Line Transect Sampling; Adaptive Cluster Sampling.*

### 1. EINLEITUNG

Das Schutzgebietssystem Natura 2000 umfasst die Gebiete der Flora-Fauna-Habitatrichtlinie (FFH-Richtlinie 92/43/EWG vom 21.05.1992) und der Vogelschutzrichtlinie (79/409/EWG vom 02.04.1979). Mit der Ausweisung von Natura 2000-Gebieten ist die Verpflichtung zum dauerhaften Schutz und zur Entwicklung von Lebensraumtypen und Populationen der aufgeführten Arten verbunden. Um dies zu gewährleisten, sieht sowohl die FFH-Richtlinie als auch die Vogelschutzrichtlinie vor, dass die Mitgliedsstaaten in regelmäßigen Abständen über ihre Maßnahmen zur Umsetzung beider Richtlinien an die Europäische Kommission berichten. Grundlage der Berichte an die EU ist ein „Allgemeines Monito-

ring“ (Art. 6, Abs. 2 FFH-Richtlinie) des Erhaltungszustandes der Lebensraumtypen und Arten. In Baden-Württemberg werden die Erhaltungsmaßnahmen in so genannten Managementplänen festgelegt, die von der Naturschutzverwaltung federführend entwickelt werden. Für die Waldflächen wird das Waldmodul des Managementplans von der Forsteinrichtung beigesteuert (MOOSMAYER, 2007).

Als Grundlage zur Erfassung und Bewertung von FFH-Waldlebensraumtypen dienen bestimmte Indikatoren, die gemeinsam von Naturschutz- und Forstverwaltung in Anlehnung an die Vorgaben der EU und des Bundesamts für Naturschutz (BfN) ausgearbeitet wurden (BURKHARDT et al., 2004). Für die Bewertung der Habitatstruktur sind die Habitatbäume und das Totholz von besonderer Bedeutung. Beide Merkmale werden daher seit dem Stichtag 01.01.2008 sowohl während der Waldbegehungen der Forsteinrichtung als auch im Rahmen der Betriebsinventur erhoben. Bislang wurden in 103 FFH-Gebieten Baden-Württembergs Habitatbäume und Totholz im Zuge der Forsteinrichtungserneuerung auf einer Waldfläche von rund 19.000 ha erhoben. Die durchschnittliche Größe der Waldflächen innerhalb eines FFH-Gebietes beträgt rund 184 ha.

In dieser Studie wurde die Genauigkeit der Schätzungen des Totholzvorrats und der Habitatbaumzahl aus traditionellen Betriebsinventuren und den gutachterlichen Schätzungen der Forsteinrichtung untersucht. Zwei Stichprobenverfahren wurden im Hinblick

<sup>1</sup>) Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abteilung Biometrie und Informatik, Postfach 708, D-79007 Freiburg.

<sup>2</sup>) Universität Freiburg, Waldbau-Institut, Tennenbacher Straße 4, D-79106 Freiburg.

\*) Korrespondierende Autorin: HEIDI BÄUERLE. Tel.: +0761-4018-189, Fax: +0761-4018-333. E-Mail: [heidi.baeuerle@forst.bwl.de](mailto:heidi.baeuerle@forst.bwl.de)

auf die Erfassung der seltenen Merkmale getestet und in einem Verfahrensvergleich gegenübergestellt. Zum einen handelt es sich um das aus der Schätzung von wildlebenden Tierpopulationen bekannte Line Transect Sampling (BURNHAM et al., 1980; MADER, 2007). Zum anderen um das Adaptive Cluster Sampling, das sich besonders für seltene und räumlich geklumpt vorkommende Objekte eignet (THOMPSON, 1990; TALVITIE et al., 2006). Entscheidend für die Vorauswahl der Stichprobenverfahren war die Möglichkeit einer Integration in das bestehende Verfahren der Betriebsinventur. Ziel der Studie war es, alternative Konzepte für ein praktikables Monitoring von Strukturelementen zu entwickeln.

## 2. DATEN

Einen Eindruck über die Qualität der derzeit erhobenen Daten auf Waldflächen innerhalb von FFH-Gebieten lieferte ein Vergleich von Forsteinrichtungs- und Betriebsinventurdaten. Aus drei verschiedenen Forstbetrieben in Baden-Württemberg wurden die Ergebnisse für die Anzahl an Habitatbäumen und das Volumen an Totholz gegenübergestellt. Zudem wurden auch eigene Aufnahmen zur Erfassung von Habitatbäumen und stehendem Totholz durchgeführt. Im FFH-Gebiet *Pfingzgau* West wurde das Line Transect Sampling (LTS) und das Adaptive Cluster Sampling (ACS) in der Praxis getestet. Die Erhebungen konzentrierten sich dabei auf eine zusammenhängende Waldfläche von 378 ha des Staatswalddistrikt *Rittnert*. Der *Rittnert* ist eines der ersten FFH-Gebiete in Baden-Württemberg in dem Habitatbäume und Totholz im Zuge der Forsteinrichtungserneuerung erhoben wurden. Bereits zu Beginn der Studie waren diese Daten verfügbar. Der Staatswalddistrikt ist geprägt von den beiden Waldlebensraumtypen Waldmeister-Buchenwald (72% der Fläche) und Hainsimsen-Buchenwald (3% der Fläche). Ein Viertel der Waldfläche wurde keinem Waldlebensraumtyp zugeordnet. Insgesamt ist der größte Anteil der Buchenbestände älter als 100 Jahre und befindet sich in der so genannten Verjüngungsphase (FVA BADEN-WÜRTTEMBERG, 2004).

Im Staatswalddistrikt *Rittnert* wurde im Jahr 2006 eine Betriebsinventur (BI) mit einem Stichprobenraster von 200 x 200 m durchgeführt. Auf den festen Probekreisen (FPK) mit einem Radius von 12 m wurden neben den klassischen ertragskundlichen Kennzahlen auch stehendes und liegendes Totholz sowie Habitatbäume erfasst.

Resultierend aus den Waldbegehungen der Forsteinrichtung (FE) lagen für die Bestände innerhalb des Projektgebietes auch die subjektiven Einschätzungen des Forsteinrichters vor. Neben den gutachterlichen Einschätzungen konnten somit die Ergebnisse der drei verschiedenen Stichprobenverfahren (FPK, LTS, ACS) in einem Vergleich gegenübergestellt werden. Eine Übersicht der verwendeten Daten findet sich in *Tabelle 1*.

Aus einem Praxistest im Rahmen einer Fallstudie können keine allgemein gültigen Aussagen zur Eignung der getesteten Stichprobenverfahren getroffen werden. Deshalb wurde zusätzlich eine Simulationsstudie vorgenommen, in der die Mittelwertschätzungen für verschiedene Aufnahmeintensitäten der festen Probekreise und des LTS berechnet wurden. Aussagen zur räumlichen Verteilung der Population, aus der die Stichproben der Simulation gezogen werden, konnten nicht aus den vorliegenden Stichprobendaten aus dem *Rittnert* abgeleitet werden. Den Hinweis auf das räumliche Verteilungsmuster von Habitatbäumen lieferte stattdessen eine Vollaufnahme aus dem Nationalpark *Hainich*. In dem 35 ha großen von Buchen dominierten Altbestand des Weberstedter Holzes (BUTLER-MANNING, 2007) wurde im Jahr 2007 jeder Baum mit seinen Lagekoordinaten und weiteren Merkmalen wie Baumart, Höhe, Gesundheitszustand usw. erfasst. Dieser umfassende Datensatz ermöglichte es, Aussagen über die räumliche Anordnung von Habitatbäumen und stehendem Totholz zu treffen. Dafür wurden Abstands-Charakteristika betrachtet, die zur Analyse von Punktprozessen verwendet werden. Darüber hinaus waren weitergehende Erklärungen zur Eignung der beiden probekreisbasierten Stichprobenverfahren durch die berechneten Abstands-Charakteristika möglich.

Als Habitatbäume werden lebende Bäume bezeichnet, die einen Brusthöhendurchmesser (BHD) von mindestens 40 cm haben und markante Einzelstrukturen aufweisen. Relevante Sonderstrukturen sind u. a. Faulstellen, Risse und Spalten im Holz, Spechthöhlen, Pilzkonsolen, abgestorbene Kronenteile und Horstbäume (LfU, 2003). In der Aufnahmeanweisung der BI für Baden-Württemberg gilt für das Totholz folgende Definition: Liegendes Totholz mit einem Mindestdurchmesser von 20 cm am stärkeren Ende und stehendes Totholz mit einer Mindestlänge von 50 cm und 20 cm Mittendurchmesser (in *Tabelle 1* mit TH bezeichnet). Für die Aufnah-

Tab. 1

**Übersicht der Inventurdaten für Flächen aus drei Forstbetrieben (A, B, C) und einem FFH-Gebiet. Verwendete Abkürzungen: n, Anzahl Stichproben (entspricht beim LTS der Anzahl an Linien); HB, Habitatbäume; TH, liegendes und stehendes Totholz; THs, stehendes Totholz. Der Radius der festen Probekreise war 12 m und die Gesamtlänge der Transekte beim Line Transect Sampling betrug 18626 m.**

**Overview of the inventory data for areas from three different forestry districts (A, B, C) and one FFH-area. Abbreviations: n, number of samples (in case of LTS conform to the number of lines); HB, habitat trees; TH, standing and lying coarse woody debris; THs, standing coarse woody debris. The radius of fixed radius plots was 12 m and for the LTS the overall length of the transects was 18626 m.**

	Verfahren	Fläche [ha]	n	Aufn.Jahr	Merkmal
<b>Betriebliche Auswertung</b>	A	459	115	2006	HB, TH
	B	2362	591	2006	HB, TH
	C	814	195	2007	HB, TH
<b>FFH-Gebiet Rittnert</b>	FPK	378	88	2006	HB, THs
	LTS	378	12	2007	HB, THs
	ACS	378	88	2008	HB, THs



men im Staatswaldistrikt *Rittnert*, wo nur stehendes Totholz berücksichtigt wurde, wurde eine Kluppschwelle von 10 cm in 1,3 m unterstellt (in *Tabelle 1* mit THs bezeichnet).

Im Frühjahr 2007 wurde die Praktikabilität des LTS zur Erfassung von Habitatbäumen und im darauf folgenden Jahr zur Erfassung von stehendem Totholz im FFH-Gebiet *Rittnert* getestet. Im Abstand von 200 m wurden 12 Transekte zufällig in Nord-Süd Richtung, parallel zur Geländeneigung, ausgelegt. Für jedes entdeckte Objekt wurden die Gauß-Krüger Koordinaten mit Hilfe eines GPS (GPSMAP 60 CSx, GARMIN) bestimmt und anschließend deren horizontale Entfernung zur Linie berechnet. Zusätzliche Baumparameter wie Höhe, BHD, Kronenansatz und Art des Schadens (bei Habitatbäumen) wurden ebenfalls aufgenommen. Das ACS wurde im Frühjahr 2009 getrennt für Habitatbäume und stehendes Totholz durchgeführt. Die zentralen  $m$  Stichproben des ACS wurden an den 88 Stichprobenpunkten der BI angelegt, die in einem Raster von 200 m x 200 m über das Untersuchungsgebiet verteilt sind.

Die anfallenden Kosten bzw. aufgewendete Zeit sind neben allgemeinen Genauigkeitsanforderungen, die an eine Inventur gestellt werden, stets ein wichtiges Kriterium zur Beurteilung von Inventurverfahren. Daher wurde eine Zeitstudie begleitend zu den Aufnahmen von Habitatbäumen mittels Line Transect Sampling und der festen Probekreise durchgeführt. Bei der sog. Multimomentaufnahme wird der zu untersuchende Arbeitsablauf in einzelne Abschnitte unterteilt und die zum Zeitpunkt der Beobachtung ausgeführte Tätigkeit erfasst (VERBAND FÜR ARBEITSSTUDIEN, 1971). Im konkreten Fall wurden 5 Arbeitsabschnitte definiert und in einem Zeitintervall von 3 Minuten der momentan ausgeführte Arbeitsschritt notiert. Die Multimomentaufnahme erlaubt somit eine Aussage über die Häufigkeitsverteilung der einzelnen Arbeitsschritte einer Waldinventur.

### 3. METHODEN

#### 3.1 Line Transect Sampling

Im Gegensatz zu traditionellen Stichprobenerhebungen auf der Basis von festen Probekreisen wird beim Line Transect Sampling die Stichprobenfläche nicht im Vorhinein festgesetzt. Stattdessen werden ausgehend von zufällig ausgelegten Transekten alle Merkmalsträger (Habitatbäume und Totholz) in die Stichprobe aufgenommen, die von der Linie aus sichtbar sind. Ob ein Objekt erfasst wird oder nicht, wird somit hauptsächlich durch die natürlichen

Gegebenheiten und die damit verbundene Sichtbarkeit bestimmt. Weiterhin wird die Qualität der Erhebungen durch die Erfahrung und Sorgfalt des Inventurtrupps beeinflusst. Da sich der Beobachter ausschließlich auf den Transekten bewegt, steigt mit zunehmender Entfernung von der Linie die Wahrscheinlichkeit, Merkmalsträger zu übersehen. Basierend auf unverzerrten Schätzungen der Entdeckungsfunktion  $g(x)$  liefert das Verfahren unverzerrte Dichteschätzungen (BUCKLAND et al., 2001). Die Funktion  $g(x)$  beschreibt die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Objekt in einer bestimmten horizontalen Distanz entdeckt wird. Dabei wird unterstellt, dass alle Objekte in unmittelbarer Nähe zur Linie sicher entdeckt werden; es gilt  $g(0) = 1$  (BUCKLAND et al., 2001). Bei der Modellierung der Entdeckungsfunktion mit der Software „Distance“ (THOMAS et al., 2006) zeigte die halb-normale Verteilungsfunktion die besten Anpassungsergebnisse. Als Korrekturfaktor für nicht entdeckte Objekte ergibt sich somit

$$\hat{\rho}_a = \frac{\int_0^\omega g(x)dx}{\omega} = \frac{\int_0^\omega \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)dx}{\omega} \quad (1)$$

wobei  $w$  die maximale beobachtete horizontale Entfernung ist. Der Dichteschätzer der Population ist gegeben durch:

$$\hat{D} = \frac{n}{2 \cdot \omega \cdot L \cdot \hat{\rho}_a} \quad (2)$$

mit der Anzahl an Beobachtungen  $n$  und der gesamten Länge  $L$  der insgesamt  $q$  Transekte, wobei für  $L, L = \sum_{j=1}^q l_j$  gilt. Für die Dichteschätzung wird in der Regel nicht explizit die Entdeckungsfunktion  $g(x)$  verwendet, sondern eine Funktion  $f(x)$  als Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der beobachteten Häufigkeiten in Abhängigkeit der horizontalen Entfernungen (*Abb. 1*). Unter der Annahme, dass

$$g(0) = 1 \text{ ist } \hat{f}(0) = \frac{1}{\int_0^\omega g(x)dx}$$

(BUCKLAND et al., 2001). Einsetzen in Gleichung 1 bzw. 2 und kürzen führt zu

$$\hat{D} = \frac{n \cdot \hat{f}(0)}{2 \cdot L} \quad (3)$$

Variieren die Sichtverhältnisse auf den einzelnen Transekten  $j$ , bedingt durch die Geländemorphologie oder den Unterwuchs, können Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen separat für jeden Transekt angepasst werden. Der Dichteschätzer aus Gleichung (3) setzt sich dann aus verschiedenen Schätzern  $\hat{f}_j(0)$  zusammen, die entsprechend ihren Anteilen der Transektlänge  $l_j$  an der Gesamt-

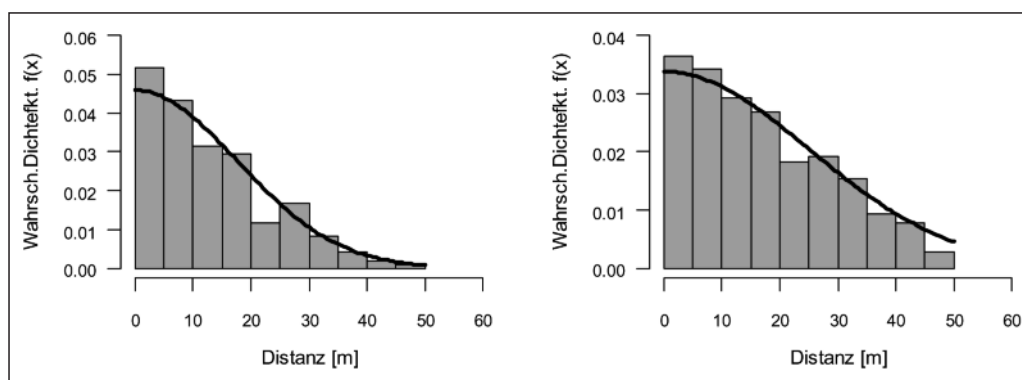


Abb. 1

Histogramm der horizontalen Entfernungen und dazugehörigen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion  $f(x)$  für Habitatbäume (links) und stehendes Totholz (rechts).  $f(x)$  wurde mit der halb-normalen Verteilungsfunktion geschätzt.

Histogram of horizontal distance data and estimated probability density function  $f(x)$  for habitat trees (left) and standing coarse woody debris (right).  $f(x)$  was estimated using the half-normal function.

länge  $L$  gewichtet werden. Die Varianz der Individuendichteschätzung lässt sich aus den Varianzen der daran beteiligten Komponenten schätzen (BUCKLAND et al., 2001)

$$\widehat{\text{var}}(\hat{D}) = \hat{D}^2 \cdot \left\{ \frac{\widehat{\text{var}}(n)}{n^2} + \frac{\widehat{\text{var}}[\hat{f}(0)]}{[\hat{f}(0)]^2} \right\} \quad (4)$$

Die Anzahl an Beobachtungen auf dem Transekt  $j$  ist  $n_j$  mit  $j = 1, \dots, q$  und es gilt  $n = \sum n_j$ . Der empirische Schätzer für die Streuung der Anzahl an Beobachtungen je Transekt  $n_j$  mit  $k-1$  Freiheitsgraden ist:

$$\widehat{\text{var}}(n) = \frac{L \sum_{j=1}^q l_j (n_j/l_j - n/L)^2}{k-1} \quad (5)$$

Die Parameter der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion  $f(x)$ ,  $\theta_1, \dots, \theta_p$ , werden über die Maximierung der zugehörigen log-Likelihood-Funktion  $\log_e[\mathcal{L}(\theta)]$  geschätzt. Details zum Varianzschätzer einer Funktion  $f(\theta)$  finden sich bei BUCKLAND et al. (2001, Kap. 3.3).

### 3.2 Adaptive Cluster Sampling

Das zweite Stichprobenverfahren, das für die Erfassung von seltenen Merkmalen im Wald getestet wurde, ist das Adaptive Cluster Sampling (THOMPSON, 1990). ROESCH (1993) erweiterte das adaptive Verfahren für den Fall von Bitterlich Relaskop-Stichproben. In der vorliegenden Studie wurde das ACS in der vereinfachten Form mit festen Probekreisradien durchgeführt. Zunächst werden beim ACS Stichprobenpunkte zufällig über das Untersuchungsgebiet verteilt. An jedem Stichprobenpunkt  $h = 1, \dots, m$  wird ein Kreis mit einem bestimmten Radius  $R$  um den Mittelpunkt geschlagen. Wenn die Distanz vom Zentrum bis zum nächsten Merkmalsträger (Habitatbaum bzw. Totholz) kleiner ist als  $R$ , wird dieser Baum in die Stichprobe aufgenommen. Um die im zentralen Kreis aufgenommenen Bäume werden weitere Kreise mit Radius  $R$  geschlagen und geprüft, ob darin weitere Merkmalsträger vorhanden sind. Zusätzliche Probekreise mit Radius  $R$  werden solange angelegt, bis keine neuen Merkmalsträger mehr gefunden werden. In diesem Fall ist das Abbruchkriterium erfüllt und es werden an dieser Stichprobe keine weiteren Erhebungen durchgeführt. Beim ACS wird die gesamte Baumpopulation als Netzwerke  $k = 1, \dots, K$  aufgefasst. Ein Netzwerk wird aus allen Merkmalsträgern gebildet, deren nächster Nachbar, der ebenfalls ein Merkmalsträger sein muss, innerhalb der Distanz  $R$  aufzufinden ist. Wenn um einen Merkmalsträger innerhalb von  $R$  kein nächster Merkmalsträger zu beobachten ist, enthält das Netzwerk nur ein Element. Ein Merkmalsträger kann nur einem einzigen Netzwerk angehören. Nicht-Merkmalsträger werden als Netzwerke der Größe 1 aufgefasst. Kennzeichnend für ein Netzwerk ist dessen Symmetrie, d.h. wenn an einer Stichprobe ein Merkmalsträger erfasst wird, weil sein Abstand zum Mittelpunkt des Probekreises kleiner ist als  $R$ , werden auch alle weiteren Merkmalsträger des Netzwerkes in die Stichprobe aufgenommen. Ausgehend von einem Stichprobenpunkt können auch zwei oder mehr Netzwerke beobachtet werden, wenn der Abstand der Merkmalsbäume zueinander auf dem initialen Probekreis größer ist als der Probekreisradius  $R$ . In der vorliegenden Studie wurde ein Suchradius von  $R = 12$  m verwendet.

ROESCH (1993) hat für das adaptive Verfahren den herkömmlichen Schätzer für Punktstichproben mit drei weiteren Schätzern verglichen. Ein modifizierter Horvitz-Thompson Schätzer (HORVITZ und THOMPSON, 1951) zeigte dabei die besten statistischen Eigenschaften. Um den modifizierten Horvitz-Thompson Schätzer anwenden zu können, müssen aber auf dem initialen Probekreis auch alle Nicht-Merkmalsträger erfasst werden. Für den Fall, dass das ACS zusätzlich zur BI durchgeführt wird, ist diese Forderung ohne Mehraufwand zu erfüllen, da die Baumkoordinaten aller Bäu-

me in einem Kreis mit 12 m Radius aufgenommen werden. In Fällen, in denen keine BI vorhanden ist, stellt die Aufnahme von Nicht-Merkmalsträgern eine zusätzliche Arbeitsbelastung dar, die die Effizienz des gesamten Verfahrens erheblich reduzieren würde. Ein modifizierter Hansen-Hurwitz Schätzer (HANSEN und HURWITZ, 1943) berücksichtigt lediglich die Einschlussflächen der Merkmalsträger. Dieser Schätzer ist folglich auch dann anwendbar, wenn im zentralen Probekreis keine vollständige Stichprobe durchgeführt wird. Diese Schätzmethode wird daher im Folgenden näher vorgestellt.

Vergleichbar zu Stichprobenverfahren mit festen Probekreisen basieren die Schätzer für den Mittelwert und die Varianz auch beim ACS auf probabilistischen Einschlusswahrscheinlichkeiten. Jeder Merkmalsträger fungiert gleichzeitig als Mittelpunkt eines Kreises mit der Fläche  $\pi R^2$ . Da die Einschlussfläche über die Grenze des Untersuchungsgebietes hinausragen kann, wird  $a_i$  definiert als Einschlussfläche innerhalb des Untersuchungsgebietes. Die Gesamtzahl aller Bäume  $i$  im Netzwerk  $k$  ist definiert als:

$$\hat{y}_k = \sum_{i=1}^{n_k} y_i \quad (6)$$

Hierbei ist  $y_i$  eine binäre Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn der  $i$ -te Baum ein Merkmalsträger ist und den Wert 0, wenn kein Habitat- oder Totholzbaum zu beobachten ist. Die mittlere Anzahl pro Flächeneinheit für Netzwerk  $k$  ergibt sich aus der Division mit  $a_k$ , der Vereinigungsmenge der Einschlussflächen aller Bäume im Netzwerk.

$$\hat{y}_k = \frac{\hat{y}_k}{a_k} \quad (7)$$

Für die Kalkulation von  $a_k$  müssen die Distanzen und Winkel von einem Netzwerkelement zum Nächsten gemessen werden. Bei Merkmalsträgern deren Entfernung zum Waldrand kleiner ist als  $R$  werden die Koordinaten der Waldgrenze erfasst. Da jedes Netzwerk im Falle des Hansen-Hurwitz Schätzer als eine von  $m$  untereinander unabhängigen Stichproben betrachtet wird, wird das arithmetische Mittel aus den  $m$  unabhängigen Schätzungen für die Population gebildet. Es ergibt sich folgender Schätzer für die Population mit der Fläche  $L$

$$\hat{y}_{HH} = \frac{L}{m} \sum_{h=1}^m \sum_{k=1}^{K_h} \hat{y}_k \quad (8)$$

Der Hansen-Hurwitz Schätzer wurde von ROESCH (1993) dahingehend modifiziert, dass jedes Netzwerk ( $K_h$ ) an einer initialen Stichprobe  $h$  separat berücksichtigt wird. An einem Stichprobenpunkt können auch zwei oder mehr Netzwerke beobachtet werden, wenn der Abstand zwischen zwei Merkmalsträgern größer ist als der Probekreisradius. Für diesen Fall wird jedes Netzwerk, gleich wie viele Bäume auf der initialen Stichprobe stehen, nur einmal berücksichtigt. Die Varianz von  $\hat{y}_{HH}$  kann geschätzt werden durch

$$\widehat{\text{var}}(\hat{y}_{HH}) = \left[ \frac{1}{m(m-1)} \right] \sum_{h=1}^m \left( \left( L \sum_{k=1}^{K_h} \hat{y}_k \right) - \hat{y}_{HH} \right)^2 \quad (9)$$

### 3.3 Feste Probekreise

Bei der Betriebsinventur wurden die Merkmalsträger auf Probekreisen mit einem festen Radius von 12 m erhoben. Resultierend aus der Schnittfläche des Probekreises mit dem Untersuchungsgebiet sind für die beobachteten Bäume einer BI-Stichprobe „quasi“-Einschlussflächen berechnet worden. Die abgeleiteten Einschlussflächen wurden als Probekreisflächen einer Stichprobe aufgefasst und nicht wie beim ACS jeweils um die einzelnen Bäume herum konstruiert. Somit ergeben sich für alle Merkmalsträger der BI-

Stichprobe gleich große „quasi“-Einschlussflächen  $a_h$ . Die Anzahl der Merkmalsbäume pro Hektar an einer Stichprobe  $h$  der Betriebsinventur ist:

$$\hat{y}_{FPK,h} = \frac{1}{a_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_i \quad (10)$$

Die Anzahl der Merkmalsträger pro ha für die Stichproben der Betriebsinventur wurden durch einen Hansen-Hurwitz Schätzer geschätzt

$$\hat{y}_{FPK} = \frac{1}{m} \sum_{h=1}^m \hat{y}_{FPK,h} \quad (11)$$

Die Varianz der Mittelwertschätzung berechnet sich durch:

$$\widehat{var}(\hat{y}_{FPK}) = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{h=1}^m (\hat{y}_{FPK,h} - \hat{y}_{FPK})^2 \quad (12)$$

Für die Mittelwertschätzungen aller Verfahren (LTS, ACS, FPK) werden  $\alpha = 95\%$ -Konfidenzintervalle durch

$$\hat{y} \pm t_{\frac{1-\alpha}{2},df} \cdot \sqrt{\widehat{var}(\hat{y})}$$

konstruiert.

### 3.4 Simulationsstudie

In einem „Resampling“ wurden für feste Probekreise und das Line Transect Sampling wiederholt Stichproben mit unterschiedlichem Umfang gezogen. Die Dichte der Population und die angenommene Größe des Gebietes in der Simulation entsprachen den Verhältnissen im *Rittnert*. Eine Population mit 2,34 Objekten pro Hektar wurde zufällig in einem Quadrat mit Seitenlänge 1944 m verteilt. Die Annahme, dass eine zufällige Verteilung für Habitatbäume gerechtfertigt ist, wurde durch die Auswertung der Vollaufnahme im *Hainich* bestätigt. In jedem Simulationslauf wurde eine Stichprobe aus der Ausgangspopulation gezogen. Nach jeweils 2000 Durchläufen für die verschiedenen Stichprobenumfänge konnten die Konfidenzintervalle aus den empirischen Verteilungen der Mittelwertschätzungen berechnet werden. Die Darstellung der Schätzgenauigkeit in Abhängigkeit von Aufwand und Kosten, beides aus der Zeitstudie abgeleitet, war dadurch möglich. Das Resampling wurde mit Hilfe der „wisp“ Bibliothek (ZUCCHINI et al., 2007) der Statistiksoftware „R“ durchgeführt, die für die Simulation von Distance Sampling (wozu auch das LTS zählt) geschrieben wurde. Beim LTS gelangen Objekte nur mit einer bestimmten

Wahrscheinlichkeit, die von der horizontalen Entfernung zur Linie abhängt, in die Stichprobe. In der Simulation wurde die Wahrscheinlichkeit mit der ein Objekt in die Stichprobe aufgenommen wird, durch die kalibrierte Entdeckungsfunktion aus dem *Rittnert* bestimmt. Die Mittelwertschätzungen aus jedem Simulationslauf basieren auf Entdeckungsfunktionen, die während der Simulation immer wieder angepasst wurden.

## 4. ERGEBNISSE

### 4.1 Ausgewählte Forstbetriebe

Die Mittelwertschätzungen des Forsteinrichters und der Betriebsinventur für die Anzahl der Habitatbäume in den FFH-Gebieten unterschieden sich in zwei der drei Forstbetriebe sehr deutlich voneinander (linkes und mittleres Säulenpaar in der linken Grafik von *Abb. 2*). Für den ersten der drei Forstbetriebe schätzte der Forsteinrichter die Habitatbaumzahl nur auf die Hälfte des BI-Ergebnisses, während im zweiten Forstbetrieb die Schätzungen des Forsteinrichters im Vergleich zur Betriebsinventur mehr als dreimal so hoch waren. In den FFH-Gebieten des dritten Betriebs lag die Schätzung des Forsteinrichters ( $4,1 \text{ ha}^{-1}$ ) nah bei der Mittelwertschätzung aus der BI ( $4,3 \text{ ha}^{-1}$ ). Die Schätzungen der Forsteinrichter und der BI für den mittleren Vorrat an Totholz unterschieden sich lediglich in einem Forstbetrieb (rechte Grafik von *Abb. 2*). Der Forsteinrichter schätzte den Totholzvorrat im ersten Forstbetrieb fast doppelt so hoch ein wie die BI. Die Schätzungen des Forsteinrichters und der BI wiesen im zweiten der drei Betriebe mit  $0,9 \text{ ha}^{-1}$  die geringste Differenz auf. Im dritten Forstbetrieb lag die Forsteinrichterschätzung um 20% unter dem BI-Ergebnis. Es wird deutlich, dass die Mittelwertschätzungen der BI mit festen Probekreisen relativ große Schätzfehler und damit auch große Unsicherheiten aufwiesen. Die Schätzungen des Forsteinrichters hingegen weichen mitunter erheblich von den statistisch abgesicherten Ergebnissen ab.

### 4.2 Rittnert

Für das FFH-Gebiet *Rittnert* ergab die Auswertung der festen Probekreise eine mittlere Habitatbaumzahl von 2,5 Stück je Hektar (mittlere Säule in *Abb. 3a*). Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% lag der Schätzfehler der BI zwischen 4,0 und 1,0 Habitatbäumen pro ha. Damit unterschieden sich die Mittelwertschätzungen der BI kaum von den Schätzungen des LTS, für das eine mittlere Anzahl von 2,3 Habitatbäumen pro Hektar in einem 95%-Vertrauensbereich von  $\pm 0,7 \text{ ha}^{-1}$  berechnet wurde. Bei einer mittleren Habitatbaumzahl von  $4,3 \text{ ha}^{-1}$  unterschieden sich die Ergebnisse

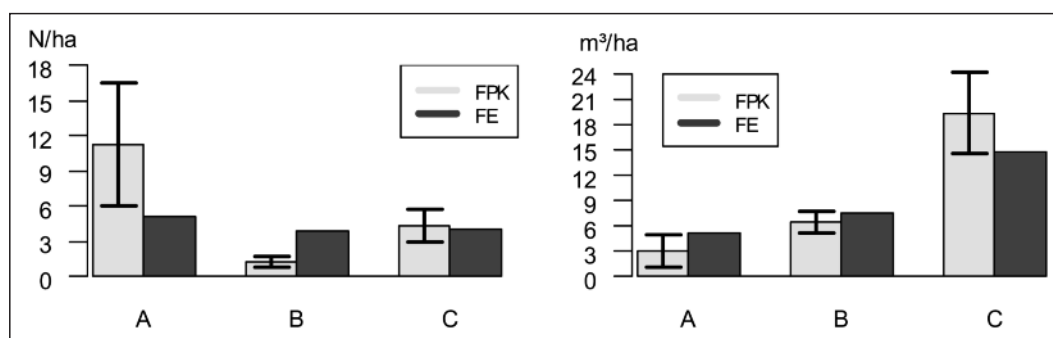


Abb. 2

Auswertung von Betriebsinventur und Forsteinrichtung für die Anzahl an Habitatbäumen (N/ha) (linke Grafik) und dem Vorrat an stehendem und liegendem Totholz (m³/ha) (rechte Grafik) für drei Forstbetriebe in Baden-Württemberg.

Analysis of forest inventory and inventory by compartments for the number of habitat trees (N/ha) (left chart) and the volume of standing and lying coarse woody debris (m³/ha) (right chart) for three forest enterprises in the federal state of Baden-Württemberg.

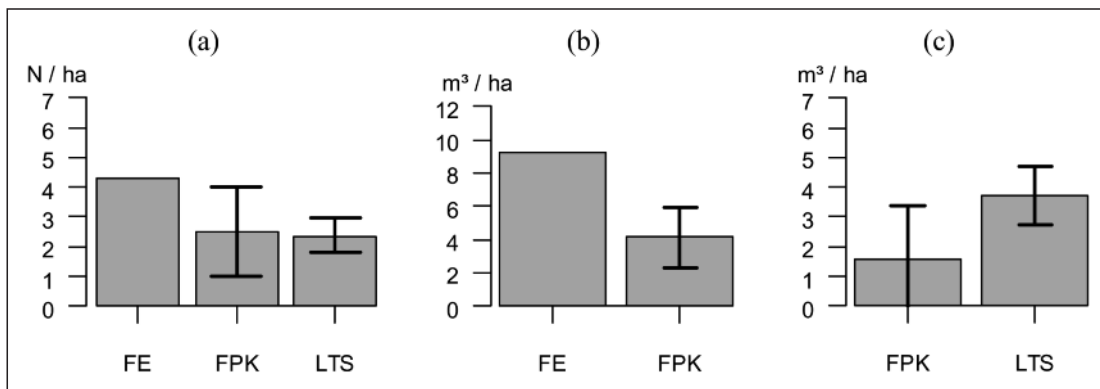


Abb. 3

Ergebnisse je Hektar für den 378 ha großen „Rittnert“.

(a) Habitatbaumzahl, (b) stehendes und liegendes Totholzvolumen, (c) stehendes Totholzvolumen.

Im Falle des LTS sind 49,3% der gesamten Fläche beprobt worden, bei der BI hingegen nur 1,1%.

Results per hectare for 378 ha of the "Rittnert".

(a) The number of habitat trees, (b) the volume of standing and lying coarse woody debris, (c) standing coarse woody debris. For the LTS, 49,3% of the whole area were sampled, whereas only 1.1% of the BI were sampled.

se der FE von den Resultaten der systematischen Stichproben. Die Mittelwertschätzung der FPK für den Vorrat an stehendem Totholz ergab im *Rittnert* 1,6 m³/ha (linke Säule in *Abb. 3c*). Der 95% Vertrauensbereich reichte von 0 bis 3,4 m³/ha. Die Ergebnisse des LTS lagen mit einem Mittelwert von 3,7 m³/ha und einem Schätzfehler von  $\pm 1$  m³/ha noch innerhalb des Vertrauensbereiches der BI. Die Ergebnisse der FE konnten nicht direkt mit den Ergebnissen der beiden Stichprobeninventuren verglichen werden, da der Forsteinrichter nur einen Schätzwert gemeinsam für stehendes und liegendes Totholz angibt. Um die Güte der FE Schätzung dennoch grob einordnen zu können, wurde die BI zusätzlich für die Summe des stehenden und liegenden Totholzes ausgewertet (rechte Säule in *Abb. 3b*). Der Vergleich zeigte, dass sich die Schätzungen für den Vorrat an Totholz aus FE und der Stichprobeninventur mit festen Probekreisen deutlich unterschieden.

#### 4.3 Zeitstudie

Die Zeitstudie (*Tab. 2*) ergab, dass bei festen Probekreisen, wie sie bei der BI üblich sind, über 50% der Arbeitszeit für das Zurücklegen der Wegstrecke zwischen den einzelnen Punkten aufgewendet wurde („Gehen ohne Tätigkeit“). Außerdem wurde für das Navigieren auf den Transekten bzw. auf dem Weg zum nächsten Probekreis viel Arbeitszeit benötigt. Das Auffinden des Stichprobenmittelpunktes bei der FPK-Inventur nimmt ebenfalls viel Zeit in Anspruch. Insgesamt entfielen bei der Inventur mit festen Probekreisen 90% der Arbeitszeit auf eher unproduktive Tätigkeiten, bei denen sich die Erfassungskräfte nicht mit dem eigentlichen Messen der Merkmalsträger beschäftigten. Es soll hier ausdrücklich darauf hingewiesen werden, dass bei der Aufnahme mit festen Probekreisen keine vollständige BI durchgeführt wurde, sondern ausschließlich Habitatbäume innerhalb des Probekreisradius von 12 m aufgenommen wurden. Die zusätzliche Erfassung von Habitatbäumen im Zuge einer regulären BI verursacht praktisch keinen Mehraufwand. Auf dem 12 m Probekreis werden ohnehin alle Bäume über 30 cm BHD detailliert angesprochen und erfasst. Der Mehraufwand für die Entscheidung ob ein aufgenommenener Baum ein Habitatbaum ist, ist gering und kann kaum quantifiziert werden. Im Gegensatz dazu konzentrierten sich die Arbeitsschritte beim LTS vorwiegend auf die eigentliche Tätigkeit einer Waldinventur, der Identifikation von Probestämmen (überprüfen ob ein Baum auch ein Habitatbaum ist) und deren Vermessung.

#### 4.4 Simulationsstudie

Kombiniert man die Ergebnisse der Zeitstudie mit den Simulationen für FPK und LTS, können Aussagen zum Zeitaufwand für eine Inventur auf Stichprobenbasis und die damit einhergehende Genauigkeit der Zielvariablen getroffen werden. Das Fehlerprozent

Tab. 2

##### Ergebnis der Multimomentaufnahme (Zeitangaben in Dezimalminuten).

**Bei der Durchführung einer Waldinventur wurden folgende fünf Arbeitsschritte unterschieden: Gehen ohne Tätigkeit, Navigation im Wald mittels GPS und Kompass, Aufsuchen des Stichprobenmittelpunktes bei FPK, Identifikation von Habitatbäumen, Aufnahme bzw. Vermessung der identifizierten Bäume.**

##### Results of the multi-moment recording (time specification in decimal minute).

**When conducting a forest inventory, the following five work steps were defined: simply walking, navigating in the forest using GPS and a compass, looking for the sample midpoint in case of fixed radius plots, identifying habitat trees, recording or measuring the identified trees.**

	LTS	FPK
Gehen ohne Tätigkeit	7,40 (22,8%)	12,25 (51,6%)
Navigation	7,00 (21,6%)	4,35 (18,3%)
Mittelpunkt aufsuchen	-	5,55 (23,4%)
Identifikation von HB	12,50 (38,5%)	1,10 (4,6%)
Aufnahme von HB	5,55 (17,1%)	0,50 (2,1%)
Gesamtzeit [h]	32,45	23,75
beprobte Fläche [%]	49,30	1,05
Zeit / STP [h]	0,17*	0,30

\* Für das LTS bezieht sich die durchschnittliche Zeit auf die Beprobung einer Transektlänge von 100 m.

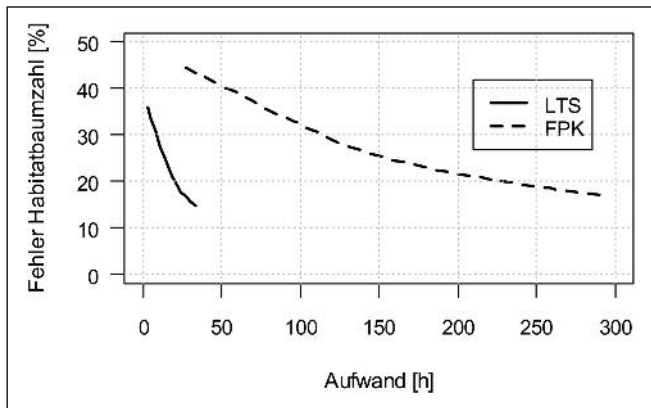


Abb. 4

Beziehung zwischen Aufwand und Stichprobenfehler auf dem 95% Vertrauensniveau für das LTS und die festen Probekreise nach 2000 Simulationsläufen. Das Fehlerprozent wurde aus der halben Breite der Perzentilabstände der empirischen Verteilung der Mittelwertschätzungen ermittelt.

Relationship between effort and sampling error on the 95% confidence level for LTS and fixed sample plots after 2000 simulation runs. The percentage of error was calculated from half of the percentile range of the empirical distribution from estimates of the mean.

wurde aus der halben Breite der Perzentilabstände (P 97,5 und P 2,5) der empirischen Verteilungen der 2000 Mittelwertschätzungen ermittelt und auf den Mittelwert normiert. Der funktionale Zusammenhang zwischen steigendem Aufwand auf der einen Seite und sinkendem Stichprobenfehler auf der anderen Seite, ausgedrückt als Konfidenzintervall auf 5%-Niveau, war für beide Stichprobenverfahren deutlich zu erkennen (Abb. 4). Die Kurve für das LTS lag bei gleichem Aufwand weit unter der Fehlerkurve der Probekreisaufnahme. Bei einem Aufwand von 30 Stunden sind bereits 52% der gesamten Fläche mittels LTS beprobt worden. Die Größe der beprobten Fläche berechnet sich durch  $2 \cdot w \cdot L$ . Der Anteil der aufgenommenen Fläche liegt bei diesem Aufwand für die FPK nur bei 1%. Eine BI-Stichprobe würde hierbei auf 4.52 ha entfallen.

In einer regulären Betriebsinventur, bei der auch Habitatbäume und Totholz im Probekreis mit 12 m Radius aufgenommen werden, werden derzeit durchschnittliche Kosten von 35 € pro Stichprobe veranschlagt. Für eine 378 ha große Fläche, entsprechend dem Untersuchungsgebiet, müssen demnach für eine BI in dem gängigen Stichprobenraster von 200 x 200 m Kosten in Höhe von 3.500 € aufgewendet werden. Der Stichprobenfehler für die Anzahl an Habitatbäumen, resultierend aus der Simulationsstudie, beträgt 57% für ein Stichprobenraster bei festen Probekreisen von 200 x 200 m (Abb. 5). Durch eine Erhöhung der Stichprobendichte z.B. auf ein Stichprobenraster von 100 x 100 m kann der Fehler lediglich auf 41% reduziert werden. Eine weitere Möglichkeit den Stichprobenfehler für die Anzahl an Habitatbäumen zu senken, ist die Kombination von BI und LTS. Auf den festen Probekreisen der BI werden im kombinierten Verfahren keine Habitatbäume mehr aufgenommen. Dafür wird ein Line Transect Sampling auf den Wegstrecken zwischen den BI Punkten durchgeführt. Aus der Zeitstudie konnte der Zeitbedarf abgeleitet werden, der beim LTS für die Beprobung einer 100 m langen Wegstrecke benötigt wurde. Unterstellt man einen Unternehmerlohn von 70 € pro Arbeitsstunde kann ein durchschnittlicher Aufwand für das LTS berechnet werden. Im kombinierten Verfahren wird dieser Mehraufwand des LTS zu den Kosten einer regulären BI addiert. Dies kann in Form unterschiedlicher Varianten geschehen (Abb. 5). In einer ersten Variante (V1) wurde angenommen, dass zusätzlich zu einer

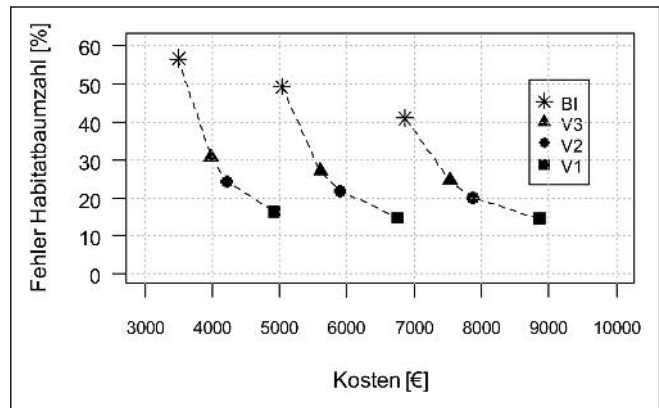


Abb. 5

Vergleich des Stichprobenfehlers wenn zusätzlich zur BI auf den Wegstrecken zum nächsten Punkt ein LTS durchgeführt wird. Das verwendete Stichprobenraster der BI entspricht ungefähr 200 x 200 m (linke Kurve), 150 x 150 m (mittlere Kurve), 100 x 100 m (rechte Kurve). Für die Beprobung zwischen den BI Probekreisen wurden drei Varianten berechnet. V1 – V3: zwischen allen BI Punkten (V1), nach jedem zweiten BI Punkt (V2), nach jedem dritten BI Punkt (V3) wird ein LTS durchgeführt.

Comparison of the sampling error by conducting a LTS additional to the BI by moving from one plot to the next. The BI sampling grid is approximately 200 x 200 m (left curve), 150 x 150 m (central curve), 100 x 100 m (right curve). For the sampling between the BI sample plots, three variations were computed. V1 – V3: a LTS is conducted between every BI sample plot (V1), after every second BI sample plot (V2) and after every third BI plot (V3).

regulären BI (auch ohne die Erfassung von Habitatbäumen wurden Kosten von 35 € pro Stichprobenpunkt angenommen) ein LTS zwischen allen BI Punkten durchgeführt wird. Hierbei werden für ein 200 x 200 m Stichprobenraster zusätzlich zur BI 1.429 € für die Erfassung von Habitatbäumen zwischen den BI Probekreisen investiert. Dadurch verringert sich der Schätzfehler für Habitatbäume um 41%-Punkte, der Fehler liegt nun bei 16%. Die zusätzlichen Kosten für die Durchführung eines LTS können weiter reduziert werden, wenn nicht zwischen allen Probekreisen der BI eine Stichprobe durchgeführt wird (Variante 2 und 3 in Abb. 5). Wenn ausgehend von nur jedem dritten Stichprobenpunkt zum nächsten Punkt ein LTS durchgeführt wird, ist der Stichprobenfehler für die Anzahl an Habitatbäumen 31% (-26%-Punkte gegenüber der Aufnahme mittels FPK). Dabei entstünden zusätzliche Kosten in Höhe von 476 € im Vergleich zur herkömmlichen Betriebsinventur.

#### 4.5 Abstands-Charakteristika

Im FFH-Gebiet *Rittner* wurde neben den beiden Stichprobenverfahren LTS und FPK auch das Adaptive Cluster Sampling getestet. Diese Methode konnte jedoch nicht für den oben dargestellten Vergleich herangezogen werden. Denn es gelang nicht, entsprechend den Bestimmungen des ACS, zusätzliche Probekreise aufzunehmen. Da außer auf den ursprünglichen BI Probekreisen keine zusätzlichen Merkmalsträger aufgefunden wurden, lieferte das ACS die gleichen Ergebnisse wie die festen Probekreise. Weitergehende Aussagen zur Eignung des ACS und der festen Probekreise können durch die Auswertung der Vollaufnahme aus dem Nationalpark *Hainich* getroffen werden. Die Nächster-Nachbar-Funktion und die Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion (ILLIAN, 2008), die zur Beschreibung von Punktmustern verwendet werden, wurden hierfür berechnet.

Die Nächster-Nachbar-Funktion (NN-Funktion)  $D(r)$  ist eine kumulative Verteilungsfunktion der gemessenen Distanzen von

einem Merkmalsträger zu seinem nächsten Nachbarn. Um die Funktionsverläufe von  $D(r)$  (durchgezogene Linien in *Abb. 6*) interpretieren zu können, wird der Kurvenverlauf mit dem einer Poissonverteilung (gestrichelte Linien in *Abb. 6*), wie sie für zufällig angeordnete Bäume angenommen werden kann, verglichen. Sind die Werte von  $\hat{D}(r) > D_{pois}(r)$  deutet dies darauf hin, dass der

nächste Nachbar innerhalb der gegebenen Distanz mit höherer Wahrscheinlichkeit zu beobachten ist, als es bei einer zufälligen Verteilung zu erwarten wäre. Für das beobachtete Punktmuster kann in diesem Fall eine geklumppte Verteilung im Raum angenommen werden, was auch für das stehende Totholz im Nationalpark *Hainich* bis zu einer Entfernung von 12 m zu beobachten war

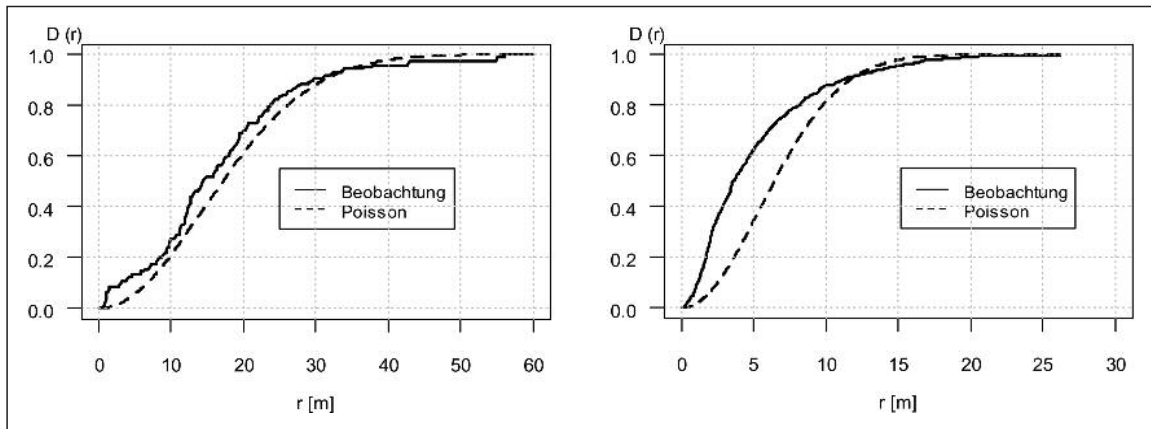


Abb. 6

Nächster-Nachbar-Funktion für Habitatbäume (links) und stehendes Totholz (rechts) im Nationalpark *Hainich*. Die aus den Daten abgeleitete Nächster-Nachbar-Funktion ist mit der Kaplan-Meier Randkorrektur geschätzt worden. Nearest-neighbour distribution function for habitat trees (left) and standing coarse woody debris (right) in the *Hainich* national park. The derived nearest-neighbour distribution function was estimated using the Kaplan-Meier edge correction.

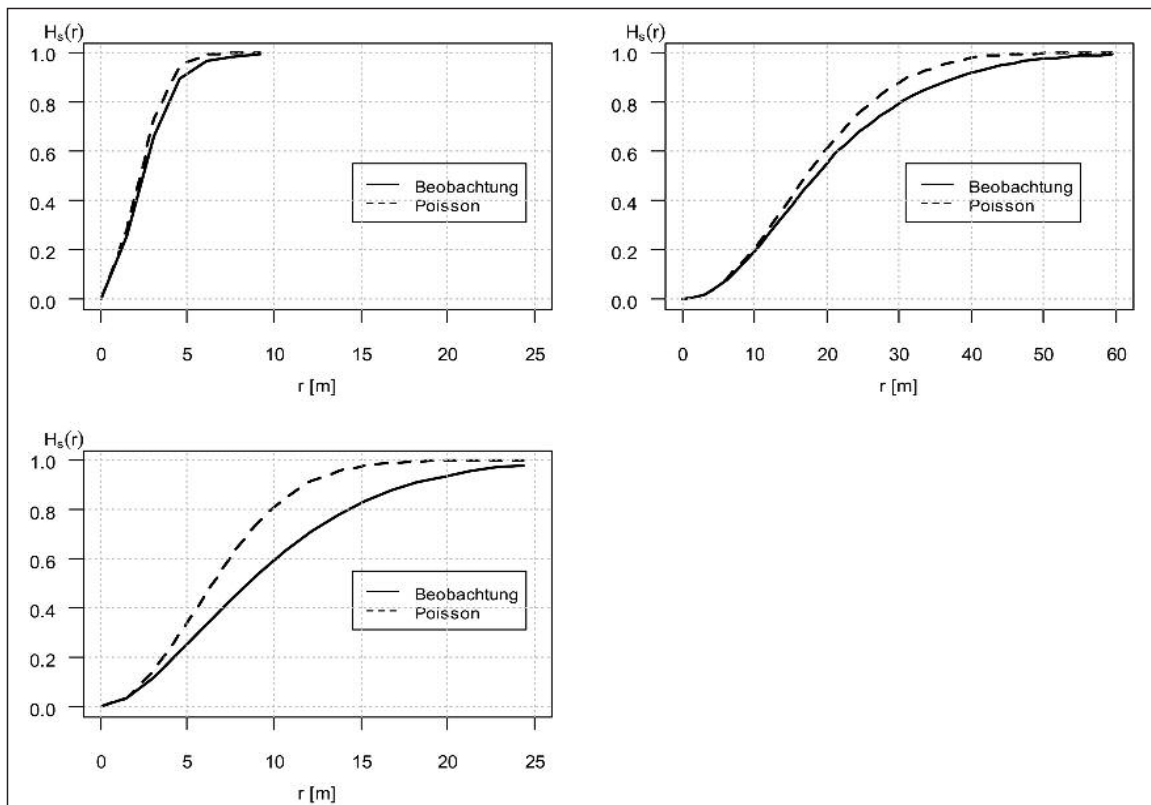


Abb. 7

Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion für lebende Bäume (erste Zeile, links), Habitatbäume (erste Zeile, rechts) und stehendes Totholz (zweite Zeile). Die Funktion wurde mit der Randkorrektur nach Kaplan-Meier geschätzt.

Spherical contact distribution function for living trees (first row, left), habitat trees (first row, right) and standing coarse woody debris (second row). The function was estimated using the Kaplan-Meier edge correction.

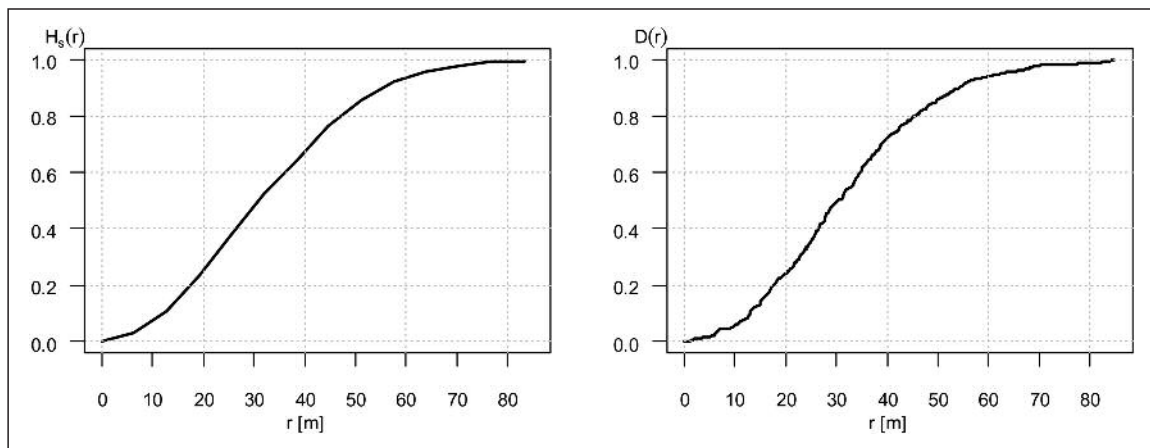


Abb. 8

Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion (links) und Nächster-Nachbar-Funktion (rechts) für Habitatbäume im „Rittnert“. Für das Untersuchungsgebiet „Rittnert“ wurde entsprechend der geschätzten Dichte von 2,3 Habitatbäumen pro Hektar ein Baumverteilungsmuster, resultierend aus Zufallszahlen einer Poisson Verteilung, simuliert.

Spherical contact distribution function (left) and nearest-neighbour distribution function (right) for habitat trees in the “Rittnert”. In accordance with the estimated density of 2.3 habitat trees per hectare, a tree distribution pattern resulting from random numbers of a Poisson distribution was spread out in the surveyed area of the “Rittnert”.

(rechte Grafik in Abb. 6). Die räumliche Anordnung von Habitatbäumen folgte dagegen einem Muster, das zufällig entstanden sein könnte (linke Grafik in Abb. 6).

Die Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion (SK-Funktion) ist das ortsbezogene Pendant zur Nächster-Nachbar-Funktion. Während bei der Nächster-Nachbar-Funktion Baum-zu-Baum-Abstände gemessen werden, werden bei der Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion ausgehend von festen Orten die Distanzen zum nächsten Baum gemessen. Die kumulative Häufigkeitsverteilung der Orts-zu-Baum-Abstände beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein Baum innerhalb eines bestimmten Radius steht. Für zufällig angeordnete Punktmuster verlaufen die Funktionen der beiden Abstands-Charakteristika genau deckungsgleich, d.h.  $D(r) = H_s(r)$ . Ausgehend von einem zufällig ausgewählten Punkt (wie ihn ein Stichprobenmittelpunkt der BI darstellt) lag die Wahrscheinlichkeit, dass für lebende Bäume der erste Nachbar in einer Entfernung von 9 m beobachtet wird, bei 100% (Abb. 7). Für Habitatbäume und stehendes Totholz war im Gegensatz dazu die Wahrscheinlichkeit, dass sich der erste Nachbar des entsprechenden Kollektivs innerhalb eines Radius von 12 m befindet erheblich geringer.

Die Ergebnisse aus den Analysen zur räumlichen Verteilung von Habitatbäumen im Nationalpark *Hainich* wurden auf das FFH-Gebiet *Rittnert* übertragen. Die Untersuchungen im *Hainich* haben gezeigt, dass die räumliche Anordnung von Habitatbäumen einem Muster folgt, das durch einen Zufallsprozess entstanden sein kann. Entsprechend der geschätzten Habitatbaumdichte im *Rittnert* wurde ein zufälliges Baumverteilungsmuster, resultierend aus Zufallszahlen einer Poissonverteilung, über das Untersuchungsgebiet gelegt. Die Ergebnisse zum stehenden Totholz aus dem Nationalpark *Hainich* konnten dagegen nur eingeschränkt auf die Verhältnisse im Wirtschaftswald übertragen werden. Im Naturwald herrschen, bedingt durch die Altersstruktur, artspezifische Mortalitätsstrukturen, wodurch ein geklumpertes Art- und Totholzvorkommen entsteht. Das Muster für stehendes Totholz aus den Ergebnissen im Nationalpark *Hainich* abzuleiten und ebenfalls auf das Untersuchungsgebiet *Rittnert* zu übertragen, erschien daher wenig sinnvoll. Im Folgenden wird die Eignung des ACS und fester Probekreise ausschließlich für Habitatbäume näher betrachtet, deren räumliche Verteilung als zufällig angenommen wird.

Es ist auffallend, dass sich die Skalen der beiden Abstands-Charakteristika für den *Rittnert* von denen des *Hainich* unterscheiden. Im Nationalpark traten Bäume mit besonderen Merkmalen in deutlich höheren Dichten auf als dies im Wirtschaftswald der Fall ist. Entsprechend höher ist dort auch die Wahrscheinlichkeit im Umkreis von 12 m, ausgehend von einem zufällig angelegten Ort, einen Habitatbaum vorzufinden (Abb. 7). Nach der Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion für den *Rittnert* würde im Radius von 12 m um einen BI Stichprobenpunkt mindestens ein Habitatbaum nur mit einer Wahrscheinlichkeit von 10% gefunden werden (linke Grafik Abb. 8). Die meisten Stichproben in der BI würden folglich ohne eine Beobachtung von Habitatbäumen bleiben. Selbst bei einer Vergrößerung des Probekreisradius auf 17 m, würde durchschnittlich nur in einer von 5 Stichproben ein Habitatbaum erfasst werden. Für die praktische Eignung des ACS ist die Wahrscheinlichkeit entscheidend, mit der ausgehend von einem Baum, der nächste Nachbar beobachtet wird. Basierend auf der Nächster-Nachbar-Funktion (rechte Grafik Abb. 8) würde von einem aufgenommenen Habitatbaum ein weiterer Habitatbaum innerhalb einer Distanz von 12 m ebenfalls nur mit einer Wahrscheinlichkeit von 10% gefunden werden.

## 5. DISKUSSION UND SCHLUSSFOLGERUNG

Für die Erfassung von Habitatbäumen hat sich das Adaptive Cluster Sampling in der Praxis als nicht effizient gegenüber der zufälligen Stichprobe mit festen Probekreisen erwiesen. ACHARYA et al. (2000) haben seltene Baumarten mittels ACS erfasst und belegen, dass die Effizienz der Dichteschätzung für nicht geklumpelte Arten 40% schlechter ist als bei herkömmlichen systematischen Stichproben. Für das Monitoring von Habitatbäumen ist das ACS als nicht praktikabel zu bewerten, wenn ein Probekreisradius von 12 m, wie bei herkömmlichen Betriebsinventuren, gewählt wird. Dies belegt sowohl die durchgeführte Inventur im *Rittnert*, als auch das aus der Vollaufnahme eines Buchenaltholzes im Nationalpark *Hainich* abgeleitete Ergebnis der zufälligen Verteilung dieser Bäume. Im *Hainich* treten Habitatbäume im Vergleich zum Wirtschaftswald zwar in einer deutlich größeren Dichte auf, die zufällige Verteilung dieses Kollektivs lässt das ACS aber auch hier nicht als das beste Verfahren erscheinen. Für das stehende Totholz kann die Eignung des ACS noch nicht abschließend geklärt werden. Das Ergeb-

nis aus dem *Rittner* deutet aber daraufhin, dass das adaptive Design auch für Totholz nicht das optimale Stichprobenverfahren darstellt. Nach THOMPSON (2002) ist das ACS nur dann effizient, wenn die räumliche Verteilung stark geklumpt und die Merkmale selten vorhanden sind. Eine Untersuchung zur räumlichen Verteilung von stehendem Totholz im Wirtschaftswald wäre notwendig, um eine entsprechende Aussage treffen zu können.

Der Vergleich zwischen systematischer Stichprobe und subjektiver Einschätzung zeigt, dass Forsteinrichter maßgeblich die Güte der erhobenen Daten bestimmen. Der Taxator kann deutlich von den statistisch abgesicherten Ergebnissen einer systematischen Stichprobe abweichen und die Qualität der Ergebnisse kann nur schwer nachvollzogen werden. Aber gerade wenn, wie im Falle des Monitorings von FFH-Gebieten, Aussagen über einen längeren Beobachtungszeitraum getroffen und konkrete Maßnahmen daraus abgeleitet werden sollen, ist die Qualität der Inventurdaten entscheidend. Bei einer festgestellten Veränderung zwischen zwei Forsteinrichtungsperioden sollte sicher sein, dass diese das Ergebnis einer zeitlichen Entwicklung ist und nicht allein auf den Einfluss des Taxators bzw. die Variation zwischen Taxatoren zurückzuführen ist.

Die herkömmlichen Stichprobenverfahren für Waldinventuren wurden ursprünglich für die Erfassung von Merkmalen entwickelt, die wichtige Informationen über die nachhaltige Holzproduktion liefern sollen. Der große Stichprobenfehler von FPK für die Schätzung von Habitatbäumen und stehendem Totholz zeigt aber, dass das bewährte Stichprobendesign seltene und unregelmäßig verteilte Objekte nur mit unzureichender Genauigkeit erfassen kann. In den 88 Stichprobenpunkten im *Rittner* wurden in 89% der Probekreise keine Habitatbäume aufgefunden (vgl. hierzu auch *Abb. 8* linke Seite). Die zahlreichen Stichproben ohne Beobachtungen und die vergleichsweise wenigen Stichproben (10 Probekreise) mit jeweils nur einer Beobachtung, an denen durch das Repräsentationsgewicht 22 Stück pro ha geschätzt werden, erlauben für seltene Merkmale nur ungenaue Schätzungen. Die Sphärische-Kontakt-Verteilungsfunktion der Habitatbäume in *Abbildung 8* bestätigt ebenfalls, dass feste Probekreise mit einem relativ kleinen Radius für die Erfassung von seltenen Merkmalen problematisch sind. Um seltene Merkmale dennoch mit den herkömmlichen Probekreisen in ausreichender Genauigkeit erfassen zu können, müsste entweder der Probekreisradius erheblich vergrößert oder das Stichprobenraster deutlich verkleinert werden. Die praktische Anwendung dieser Verfahrensmodifikationen hätte allerdings einen ökonomisch nicht tragbaren Mehraufwand zur Folge.

Die Qualität der Inventurdaten für Habitatbäume und stehendes Totholz können ohne einen erheblichen Mehraufwand durch die Verwendung von linienförmigen Stichproben anstelle von festen Probekreisen gesteigert werden (*Abb. 5*). Bei der BI stellen die Zeitdauer für das Auffinden der Stichprobenpunkte und die Bewältigung der Wegstrecke zwischen den Punkten einen großen Teil der gesamten Inventurkosten dar. Indem nun zusätzlich auf den Wegstrecken Stichproben durchgeführt werden, erhöht sich die Effizienz der gesamten Stichprobe, da bei gleicher zurückgelegter Distanz eine größere Fläche beprobt wird. Ein hierfür geeignetes Stichprobenverfahren ist das vorgestellte Line Transect Sampling, welches sich für den Einsatz in einer Waldinventur als praktikabel erwiesen hat. Es hat sich gezeigt, dass die Navigation auf der Linie mittels GPS keine größeren Schwierigkeiten bereitet. Weitere Studien zum LTS wären aber notwendig, um belastbare und praktikable Handlungsempfehlungen für ein Monitoring von Habitatbäumen und stehendem Totholz geben zu können. Sinnvoll scheint, dass nicht zwischen allen BI Punkten ein LTS durchgeführt wird, sondern nur auf dem Weg zwischen zuvor ausgewählten Punkten. Die Auswahl der Wegabschnitte könnte als zufällige Stichproben

zwischen den BI Punkten angelegt werden. Eine Stratifizierung der Waldbestände, die von den Linien durchzogen werden, wäre ebenfalls denkbar. Ob dadurch eine Effizienzsteigerung erreicht werden kann, müsste noch geprüft werden.

Diese Studie hat offen gelegt, welche Probleme ein Monitoring in FFH-Gebieten mit sich bringt, wenn keine statistisch abgesicherten Stichprobenverfahren zum Einsatz kommen und lediglich der gutachterlichen Einschätzung von Experten vertraut wird. Die Unsicherheit der Zustandserhebungen wurde dargelegt und die damit verbundenen Probleme bei der Betrachtung von Veränderungen zwischen verschiedenen Perioden aufgezeigt. RINGVALL (2000) konnte nachweisen, dass ein personenabhängiger Fehler durch die variierende Entdeckung von Objekten beim LTS in der Größenordnung von 6,8% möglich ist. Da die Entdeckungsfunktion für jede Stichprobenerhebung neu angepasst wird, führt das LTS auch bei unterschiedlichen Sichtverhältnissen zu erwartungstreuen Schätzungen. Das linienförmige Stichprobenverfahren scheint als Ergänzung zu festen Probekreisen ausgesprochen praktikabel. Das LTS lässt sich einerseits ohne großen zusätzlichen Aufwand in das bestehende Verfahren der BI integrieren und liefert andererseits vertrauenswürdige Schätzungen mit geringem Stichprobenfehler. Auch in kleineren FFH-Gebieten in denen keine BI vorhanden ist, kann dieses Verfahren kosteneffizient eingesetzt werden.

Die Anzahl an Habitatbäumen je Hektar gilt aus faunistischer Sicht als wichtiger Kennwert zur Bewertung von Waldlebensraumtypen und zur Beurteilung ihrer Entwicklung (ALDINGER, 2007). Um Veränderungen eines Kennwertes zwischen zwei Inventurzeitpunkten genau quantifizieren zu können oder ermittelte Kennwerte mit Soll-Werten vergleichen zu können, müssen die Schätzfehler bekannt sein. Ein statistisch abgesicherter Unterschied zwischen zwei Schätzwerten liegt bekanntlich nur dann vor, wenn sich, bei einem bestimmten Signifikanzniveau (i. d. R. 95%), die Vertrauensintervalle der Schätzungen nicht überlappen. Der Bedeutung des Vertrauensbereiches von geschätzten Mittelwerten sollte man sich bewusst sein, wenn anhand von derartigen Kennwerten die Auswirkungen der Bewirtschaftung gemessen und Behandlungsempfehlungen daraus abgeleitet werden.

## 6. KURZFASSUNG

In dem europaweiten Schutzgebietssystem Natura 2000 werden die Mitgliedsstaaten dazu verpflichtet, den Erhaltungszustand von Lebensraumtypen und Arten in regelmäßigen Abständen der Europäischen Kommission zu berichten. Grundlage der Berichterstattung ist ein Monitoring, das in den Waldgebieten der Flora-Fauna-Habitatrichtlinie derzeit im Zuge der Forsteinrichtungsenerneuerung durchgeführt wird. Gegenstand des Monitorings sind Habitatbäume und Totholz, die beide in den meisten bewirtschafteten Wäldern nur selten vorkommen. Hier wird gezeigt, dass die Schätzungen der Habitatbaumzahl und Totholzmengen, basierend auf traditionellen Verfahren mit großen Unsicherheiten behaftet sind. Dies gilt sowohl für die gutachterliche Ansprache der Forsteinrichtung als auch für das Stichprobenverfahren mit festen Probekreisen. Es wird daher ein linienförmiges Stichprobenverfahren vorgeschlagen, bei dem Transekte in regelmäßigen Abständen angeordnet werden. Beim Verfahren der Linientransektstichprobe (Line Transect Sampling, LTS) werden alle Habitatbäume und stehenden Totholzstämme, die von einer Linie aus sichtbar sind, in die Stichprobe aufgenommen.

Bei herkömmlichen Verfahren der Waldinventur stellen die Navigation im Wald und die Bewältigung der Wegstrecke zwischen den einzelnen Stichprobenpunkten einen erheblichen Teil des gesamten Arbeitsaufwandes dar. Die Effizienz von Stichprobenverfahren auf der Basis von Probekreisen kann durch die Integration von Linientransektstichproben auf der Wegstrecke zwischen den Probekreisen



verbessert werden. Die Kombination des LTS mit der traditionellen Waldinventur ergibt ohne erheblichen Mehraufwand deutlich verbesserte Schätzungen für die seltenen Merkmale Habitatbäume und stehendes Totholz. Das Verfahren der adaptiven Klumpenstichprobe (Adaptive Cluster Sampling, ACS), das in der Stichprobentheorie als effektives Stichprobenverfahren für seltene und räumlich geklumpete Merkmale beschrieben wird, hat sich in dieser Studie als nicht effizientes Monitoringinstrument erwiesen.

## 7. Abstract

Title of the paper: *Monitoring habitat trees and coarse woody debris based on sampling schemes.*

The member states of the European network of protected areas, Natura 2000, are committed to report to the European Commission regularly about the situation of habitats and species. The reports are based on the monitoring of a type of compartment-based inventory scheme carried out in the forests which comply with the Flora-Fauna-Habitat guidelines. The monitoring aims to quantify habitat trees and coarse woody debris, which both are rare in most forests which are cultivated for wood production. By analysing three different inventories of forest enterprises the traditional forest inventories proved to be inefficient to record the quantity of habitat trees and dead wood. This is attributable to the subjective assessment of experts as well as the inventory based on fixed radius sample plots (fig. 2). Therefore, a line based sampling method is proposed where straight lines are regularly arranged. In this Line Transect Sampling (LTS) all habitat trees and coarse woody debris pieces which are visible from the centre line are included. The LTS was tested in one Natura 2000 area and the estimations of the number of habitat trees and the volume of standing coarse woody debris were compared with the estimations of the traditional forest inventories (fig. 3).

A time study showed that in the traditional inventory sampling scheme, much effort is required for navigation and moving between sample plots (tab. 2). In a simulation study representing the conditions of the field survey different sample amplitudes for LTS and fixed radius sample plots were tested. Combining the results of these two studies, the relation of sampling error and sampling effort was specified (fig. 4). To enhance the efficiency of a sample plot-based forest inventory, the LTS can be integrated in the sampling scheme while moving from plot to plot. Complementing the traditional forest inventory with LTS provides precise estimations on rare objects such as habitat trees and coarse woody debris without considerable extra costs (fig. 5).

Unlike in sampling theory, Adaptive Cluster Sampling (ACS), which is commonly regarded as effective sampling method for sparse and clustered objects, was not an efficient monitoring tool for sampling habitat trees and coarse woody debris. Based on this problem the suitability of ACS and fixed radius sample plots was further analysed. Therefore, a dataset where every tree was mapped with its coordinates was used to calculate the spherical contact distribution function and the nearest-neighbour distribution function (fig. 6–8).

## 8. Résumé

Titre de l'article: *Surveillance continue d'arbres-habitats et du bois mort à l'aide de sondages statistiques.*

Dans le système européen de protection du territoire Natura 2000 les Etats membres sont tenus de rendre compte à la Commission Européenne à intervalles réguliers de l'état des types d'habitats et des espèces. La base pour l'établissement des rapports est un système de surveillance continue mené actuellement dans les territoires forestiers concernés par la directive Flore – Faune – Habitat dans l'esprit de la rénovation de l'aménagement des forêts. Les

objets d'étude de cette surveillance sont les arbres-habitats et le bois mort, qui ne sont tous deux présents que rarement dans la plupart des forêts de production. On montre dans cet article que les estimations du nombre d'arbres-habitats et des quantités de bois mort, à partir des méthodes traditionnelles, sont entachées de grosses incertitudes. Ceci est vrai aussi bien dans le cas des discours d'experts de l'aménagement forestier que dans celui des procédés d'échantillonnage statistique à partir de placettes permanentes circulaires. En conséquence on propose un procédé de sondage statistique linéaire, dans lequel sont installés des transects à distance régulière. Dans le procédé de sondage par transects linéaires (en anglais «Line Transect Sampling», LTS) tous les arbres-habitats et troncs d'arbres morts sur pied qui sont visibles depuis une ligne de transect, sont pris en compte dans l'inventaire statistique. Dans le cas des méthodes traditionnelles d'inventaire forestier les déplacements en forêt et l'accomplissement des parcours entre les points isolés de sondage statistique représentent une partie importante de la charge de travail. L'efficacité des procédés par points de sondage statistique à partir de placettes circulaires peut être amélioré par intégration du procédé de sondage par transects linéaires sur les cheminements entre les placettes circulaires. La combinaison du LTS avec l'inventaire forestier traditionnel procure, sans un coût complémentaire important, des estimations sensiblement améliorées pour les caractères peu fréquents que sont les arbres-habitats et les arbres morts sur pied. Le procédé de l'échantillonnage adaptatif par grappes (Adaptive Cluster Sampling), qui est décrit dans la théorie des échantillonnages statistiques comme un procédé d'échantillonnage efficace dans le cas des caractères peu fréquents et groupés spatialement, s'est montré dans cet étude comme un instrument de surveillance continue non efficace. R. K.

## 9. Danksagung

Die Autoren danken Dr. CHRISTIAN WIRTH für die Überlassung der Vollaufnahme aus dem Nationalpark *Hainich* sowie KLAUS WINKLER für die terrestrischen Erhebungen im FFH-Gebiet *Rittnert*. Die Studie wurde von der Luxemburgischen Landesforstverwaltung finanziert.

## 10. Literatur

- ACHARYA, B., G. BHATTARAI, A. DE GIER und A. STEIN (2000): Systematic adaptive cluster sampling for the assessment of rare tree species in Nepal. *Forest Ecology and Management*. **137**: 65–73.
- ALDINGER, E. (2007): Vom Pilot-PEPL zum Managementplan Natura 2000. *Allgemeine Forstzeitung*. **5**: 235–236.
- BUCKLAND, S. T., D. R. ANDERSON, K. P. BURNHAM, J. L. LAAKE, D. L. BORCHERS und THOMAS, L. (2001): *Introduction to Distance Sampling*. Oxford University Press, Oxford.
- BURKHARDT, R., F. ROBISCH und SCHRÖDER (2004): Umsetzung der FFH-Richtlinie im Wald. Gemeinsame bundesweite Empfehlungen der Länderarbeitsgemeinschaft Naturschutz (LANA) und der Forstchefkonferenz (FCK). *Natur und Landschaft*. **79**(7): 316–323.
- BURNHAM, K., D. ANDERSON und J. LAAKE (1980): Estimation of density from line transect sampling of biological populations. *Wildlife Monographs*. **72**.
- BUTLER-MANNING, D. (2007): Stand structure, gap dynamics and regeneration of a semi-natural beech forest on limestone in central Europe – a case study. *Schriftenreihe Freiburger Forstl. Forschung*. Bd. 38. 253 S.
- FÖRSTLICHE VERSUCHS- UND FORSCHUNGSANSTALT BADEN-WÜRTTEMBERG (2004): *Interner Fachbeitrag Wald für das FFH-Gebiet 7017-342 Pfinzgau West*. Freiburg.
- HANSEN, M. H. und W. N. HURWITZ (1943): On the theory of sampling from finite populations. *Annals Math. Stat.* **14**: 333–362.
- HORVITZ, D. und D. A. THOMPSON (1951): Generalization of sampling without replacement from a finite universe. *J. Amer. Statist. Assoc.* **47**: 663–685.
- ILLIAN, J., A. PENTTINEN, H. STOYAN und D. STOYAN (2008): *Statistical analysis and modelling of spatial point patterns*. John Wiley & Sons.
- LANDESANSTALT FÜR UMWELTSCHUTZ (2003): *Handbuch zur Erstellung von Pflege- und Entwicklungsplänen in Natura 2000-Gebieten in Baden-Württemberg*. Karlsruhe.
- MADER, F. (2007): *Räumliche, GIS-gestützte Analyse von Linientransektstichproben. Dissertation zur Erlangung des Dokortitels*. Georg-August Universität Göttingen, Mathematisch-naturwissenschaftliche Fakultäten.

- MOOSMAYER, M. (2007): Die Rolle der Forsteinrichtung bei der Managementplanung in FFH-Gebieten. *Allgemeine Forst Zeitung*. **5**: 233–234.
- Richtlinie 79/409/EWG des Rates vom 02.04.1979: Richtlinie über die Erhaltung von wildlebenden Vogelarten (Vogelschutzrichtlinie).
- Richtlinie 92/43/EWG des Rates vom 21.05.1992: Zur Erhaltung der natürlichen Lebensräume sowie der wildlebenden Tiere und Pflanzen (FFH-Richtlinie).
- RINGVALL, A., G. P. PATIL und C. TAILLIE (2000): A field test of surveyors' influence on estimates in line transect sampling. *Forest Ecology and Management*. **137**: 103–111.
- ROESCH, F. (1993): Adaptive Cluster Sampling for forest inventories. *Forest Science*. **39**: 655–669.
- TALVITIE, M., O. LEINO und M. HOLOPAINEN (2006): Inventory of sparse populations using Adaptive Cluster Sampling. *Silva Fennica*. **40**: 101–108.
- THOMPSON, S. (1990): Adaptive Cluster Sampling. *J. Amer. Statist. Assoc.* **85**: 1050–1059.
- THOMPSON, S. K. (2002): *Sampling*. John Wiley & Sons, New York.
- THOMAS, L., J. L. LAAKE, S. STRINDBERG, F. F. C. MARQUES, S. T. BUCKLAND, D. L. BORCHERS, D. R. ANDERSON, K. P. BURNHAM, S. L. HEDLEY, J. H. POLLARD, J. R. B. BISHOP und T. A. MARQUES (2006): *Distance 5.0*. Release "x"1. Research Unit for Wildlife Population Assessment, University of St. Andrews.
- VERBAND FÜR ARBEITSSTUDIEN (1971): *Methodenlehre des Arbeitsstudiums. Teil 2 Datenerhebung*. Carl Hanser Verlag, München.
- ZUCCHINI, W., D. L. BORCHERS, M. ERDELMEIER, E. REXSTAD und J. BISHOP (2007): *WISP 1.2.2*. Institut für Statistik und Ökonometrie. Georg-August-Universität Göttingen.

## Nachrufe

### Professor SELMAN USLU

27. 12. 1925 – 29. 7. 2009



Am 29. Juli 2009 verstarb Herr Prof. Dr. SELMAN USLU nach kurzer Krankheit im Alter von 84 Jahren in Istanbul. SELMAN USLU wurde in Istanbul geboren, absolvierte dort seine gesamte Ausbildung von der Grundschule bis zum Studium der Forstwissenschaften. Nach einer kurzen Tätigkeit in der forstlichen Praxis wurde er im damaligen Institut für Forstliche Geographie der Trockengebiete wissenschaftlicher Assistent. Damit war seine wissenschaft-

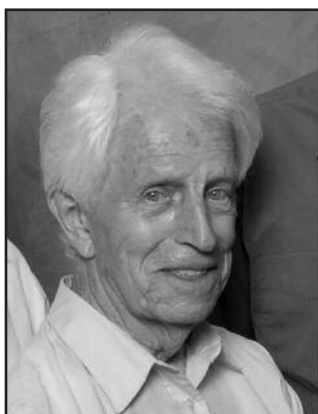
liche Laufbahn vorgezeichnet. Er promovierte dort 1956 mit einer vielbeachteten Arbeit, die 1960 in der Schriftenreihe der Justus-

von-Liebig-Universität Gießen unter dem Titel „Antropogene Eigenschaften der mittelanatolischen Steppe“ erschien. Seine Habilitationsschrift, die er 1963 über die natürliche Verbreitung der Olivenhaine im südlichen und westlichen Anatolien anfertigte, wurde ebenfalls in Deutschland veröffentlicht. 1971 wurde er Professor und Direktor des Instituts für forstliche Geographie der Trockengebiete (heute *Watershed Management*) und verblieb dort bis zu seiner Emeritierung im Jahre 1992. Mit zahlreichen wissenschaftlichen Aufenthalten, größtenteils als Alexander v. Humboldt Stipendiat, an den Universitäten Hamburg, Giessen, München, Göttingen und Freiburg sowie an der Hessischen Versuchsanstalt in Hann-Münden hielt er engen Kontakt zur deutschen Forstwissenschaft. Sein ganzes Leben war seit seiner Schulzeit von seiner Liebe zu Deutschland und zur deutschen Sprache geprägt. Er war immer bestrebt, die forstlichen Beziehungen beider Länder zu pflegen und zu vertiefen. Nach seiner Emeritierung pflegte er weiterhin mit ungebrochenem Interesse bestehende Kontakte und Freundschaften zu deutschen Wissenschaftlern. Seine Freunde, Kollegen und Schüler werden ihn sehr vermissen.

A. AKÇA und K. v. GADOW

### ANTONIE VAN LAAR

6. 9. 1923 – 14. 8. 2009



Am 14. August 2009 verstarb Herr Prof. Dr. ANTONIE VAN LAAR im Alter von 86 Jahren in Somerset West, Südafrika. ANTONIE VAN LAAR wurde am 6. September 1923 in Leersum, Holland geboren. Er studierte Forstwissenschaften an der Landwirtschaftlichen Hochschule in Wageningen und war dort als wissenschaftlicher Mitarbeiter bis 1959 tätig. In der Zeit von 1959 bis 1988 war er an der Forstlichen Fakultät der Universität Stellenbosch in

Südafrika verantwortlich für Lehre und Forschung in den Fächern Waldinventur, Forstliche Biometrie und Waldmesslehre. Durch

seine Forschungs- und Lehrtätigkeit und seine führende Rolle im Internationalen Verband Forstlicher Forschungsanstalten (IUFRO) erwarb sich Herr VAN LAAR schon früh ein hohes Maß an internationaler Anerkennung als Forstwissenschaftler. Seine zahlreichen Veröffentlichungen, seine Dissertationen in Stellenbosch und München, seine Münchner Habilitationsschrift, und seine bei Studenten sehr beliebten großen Lehrbücher *Forest Biometry* und *Forest Mensuration* (letzteres mit ALPARSLAN AKÇA als Ko-Autor) umfassen weite Bereiche der quantitativen Waldforschung. Der Einfluss von Herrn VAN LAAR ist weit über die Grenzen Südafrikas hinaus spürbar, vor allem in Deutschland, wo er regelmäßig wissenschaftlich aktiv war. Seit 1973 verbrachte er, neben zahlreichen kurzfristigen Besuchen, mehrere längerfristige Forschungsaufenthalte in Deutschland. Regelmäßig besuchte er die Forstlichen Fakultäten in München und Göttingen, wo ihm die Burckhardt Medaille verliehen wurde. Herr VAN LAAR war ein international herausragender Vertreter der Waldforschung, unermüdlich tätig bis ins hohe Alter. Er wurde von seinen Schülern und Kollegen hoch geschätzt, nicht zuletzt auch wegen seines stets paraten, aufblitzenden Humors.

K. v. GADOW und A. AKÇA

# **Parketthölzer aus Bolivien**

## **Liefermöglichkeiten der bolivianischen Forstindustrie und Marktchancen in Deutschland**

Von J. ZAPATA

228 Seiten mit 115 teilweise farbigen Abbildungen und Tabellen.

Kartoniert € 20,00.

ISBN 3-7939-0890-9

Der Schutz und die Erhaltung des Tropenwaldes sind eines der wichtigsten internationalen Anliegen der Umweltpolitik.

Aus ökonomischer Perspektive ist die Erhaltung des Tropenwaldes umso eher möglich, je vorteilhafter seine nachhaltige Nutzung für die örtliche Bevölkerung ist. Forschung, die zu einer Verbesserung der nachhaltigen Nutzungsmöglichkeiten der Tropenwälder beiträgt, dient daher auch der Erhaltung der vielfältigen Waldökosysteme in den tropischen Ländern.

Dies ist eine starke Motivation für eine auf die technische und wirtschaftliche Verwendung der Holzarten tropischer Wälder gerichtete Forschung.

Bolivien ist das ärmste Land Südamerikas, ungefähr die Hälfte seiner Fläche ist mit Tropenwald bedeckt. Bis zu diesem Zeitpunkt konzentriert sich die Holznutzung im Naturwald auf wenige bekannte Baumarten, deren Holzvorräte jedoch begrenzt sind.

Viele andere dort vorkommende Holzarten sind technisch und ästhetisch durchaus gleichwertig, werden aber bisher kaum genutzt. Ein Anstieg der Nachfrage nach diesen Holzarten würde nun die

Nutzungsmöglichkeit des Naturwaldes verbessern und der einheimischen Bevölkerung zusätzliche Einkommensmöglichkeiten bieten.

Mit der vorliegenden empirischen Marktstudie wurde deshalb für eine Reihe der weniger bekannten Holzarten beispielhaft untersucht, ob die bolivianische Forstindustrie in der Lage wäre, die für eine industrielle Verwendung ausreichende Menge von Parkett-Vorprodukten aus diesen Hölzern zu exportieren.

An diese Studie anschließend zeigt eine Analyse des Parkettmarktes in Deutschland, wie die Chancen der Vermarktung dieser hierzulande eher unbekanntem Holzarten als Parketthölzer auf dem deutschen Markt als einem wichtigen Exportmarkt einzuschätzen sind.

Dieses Buch enthält umfangreiche farbige Darstellungen und Beschreibungen der unbekanntem Holzarten und wendet sich an ein breites Publikum wie Wissenschaftler, die in den Bereichen Holzmarkt und Tropenholz arbeiten, an die Unternehmen der Parkettindustrie, an Importeure von Tropenholz sowie an Entwicklungshelfer und Interessierte, welche die Entwicklung des Forstsektors in Bolivien unterstützen wollen.

# Leitfaden zur Waldmesslehre

von HORST KRAMER und ALPARSLAN AKÇA

## Fünfte und vollständig überarbeitete Neuauflage

226 Seiten mit 74 Abbildungen und 56 Tabellen.

Kartoniert € 21,80.

ISBN 978-3-7939-0880-7

Seit dem Erscheinen der ersten Auflage des Leitfaden zur Dendrometrie (ursprünglicher Titel) im Jahr 1982 hat sich das Fachgebiet Waldmesslehre stark weiterentwickelt, dass nochmals eine grundsätzliche Überarbeitung des Inhalts notwendig wurde.

In Abstimmung mit Experten der forstlichen Praxis und Wissenschaft werden nun im Leitfaden auch die in der Gerätekunde verwendeten modernen elektronischen Messgeräte beschrieben. Außerdem wird ausführlich auf die heute übliche Ermittlung des Inhalts einzelner Bäume durch Schaftform- und Volumenfunktionen eingegangen. Hinzu kommt, dass in dem Kapitel „Bestandesaufnahme“ die Stichprobenverfahren durch einige neue Erkenntnisse bereichert werden konnten. Darüber hinaus befasst sich ein komplett neuer Abschnitt mit der Schätzung von Proportionen. Die im Zuge der Rationalisierung der Forstwirtschaft besonders wichtigen betriebsweisen Stichprobenverfahren werden durch weitere Aufnahmeverfahren ergänzt und erläutert. Die für die ökologischen Untersuchungen erforderliche Erfassung der räumlichen Struktur und der Baumartenvielfalt von Beständen und somit die Charakterisie-

rung der Waldbestände, wird in einem neuen Kapitel behandelt. Zuzüglich dazu werden die Möglichkeiten und Grenzen der Anwendung von Waldwachstumsmodellen in der praktischen Forsteinrichtung in den Kapiteln „Massenberechnungs- und Schätzverfahren“, „Alters- Zuwachsermittlung und Bonitierung“ und „Qualitäts- und Wertkontrolle“ diskutiert.

Den Abschluss bilden die Bestandeskennwerte für die Forsteinrichtung und ein besonders umfangreicher Anhang. Ein ausführliches Literaturverzeichnis erlaubt dem interessierten Leser dazu noch eine Vertiefung auch in anderen Spezialgebieten.

Der Leitfaden zur Waldmesslehre dient vornehmlich dazu, die zur selbständigen, objekt-bezogenen Arbeit notwendigen Verfahrensweisen für Volumen- und Zuwachsbestimmungen von einzelnen Bäumen umfangreich darzustellen. Er ist auf die Forsteinrichtungs- und Waldbewertungspraxis ausgerichtet und bietet allen aus der forstlichen Praxis Anregung und Unterstützung und ist somit ein unverzichtbares Hilfsmittel für jeden Forstwissenschaftler.

**J. D. SAUERLÄNDER'S VERLAG · FRANKFURT AM MAIN**