

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

ISSN 0002-5852

## INHALTSVERZEICHNIS

### AUFSATZE

- |  |  |
|--|--|
| O. Gailing,<br>H. Wachter,<br>H.-P. Schmitt,<br>A.-L. Curtu,<br>and R. Finkeldey | Characterization of different provenances of Slavonian pedunculate oaks ( <i>Quercus robur</i> L.) in Münsterland (Germany) with chloroplast DNA markers: PCR-RFLPs and chloroplast microsatellites ..... 85<br>(Charakterisierung unterschiedlicher Provenienzen der slawonischen Stieleiche ( <i>Quercus robur</i> L.) im Münsterland mit Chloroplasten-DNA-Markern: PCR-RFLPs und Chloroplastenmikrosatelliten) |
| J. Glaeser,<br>und P. A. Schmidt   | Zur historischen Entwicklung des Baumartenbestandes von Hartholz-Auenwäldern – dargestellt am Beispiel des Leipziger Auenwaldes ..... 90<br>(The historical development of the composition of tree species in floodplain forests – demonstrated on the example floodplain forests in Leipzig)  |
| C. Hartebrodt,<br>N. Holthausen,<br>und S. Bitz                                  | Versicherungslösungen als Bestandteil des Risikomanagements in Forstbetrieben ..... 98<br>(Insurance solutions as a part of risk management in forest enterprises)   |
| K. Bernath,<br>P. Elsasser,<br>und A. Roschewitz                                 | Reduktion systematischer und zufallsbedingter Fehler in Zielgebietsdaten: Theorie und empirische Ergebnisse einer Waldbesucherbefragung in Zürich ..... 109<br>(Reducing systematic and random errors in onsite data: Theory and empirical results of a survey among forest visitors in Zurich)  |

**178. JAHRGANG 2007 HEFT 5/6 MAI/JUNI**

**J. D. SAUERLANDER'S VERLAG • FRANKFURT AM MAIN**

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

Unter Mitwirkung der  
Mitglieder der Lehrkörper der Forstlichen Fakultäten  
von Freiburg i. Br. und Göttingen

herausgegeben von

**Dr. K.-R. Volz**

o. Professor

der Forstwissenschaft an der  
Universität Freiburg i. Br.

**Dr. Dr. h.c. K. von Gadow**

o. Professor

der Forstwissenschaft an der  
Universität Göttingen

ISSN 0002-5852

*Erscheinungsweise:* Jährlich 12 Hefte, bei Bedarf Doppelhefte (zweimonatlich).

*Bezugspreis:* Jährlich € 148,- zuzüglich Zustellgebühr; Studenten und in Ausbildung befindliche Forstreferendare € 118,40 (empf. Richtpreis). 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 die Herausgeber 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 (069) 55 52 17, Telefax (069) 5 96 43 44. eMail: aulbach@sauerlaender-verlag.com. Internet: www.sauerlaender-verlag.com. *Bankkonten:* Commerzbank, Frankfurt a. M. 5408 075; Frankfurter Sparkasse (Girokonto 96 958); 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) and by the Science Citation Index® (SCI®) of Institute for Scientific Information.

## Die Anschriften der Herausgeber:

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

Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW, Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Universität Göttingen, Büsingenweg 5, D-37077 Göttingen

## Die Anschriften der Autoren von Heft 5/6 des 178. Jahrgangs:

Dr. KATRIN BERNATH, Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Forschungsgruppe Umwelt- und Ressourcenökonomie, Züricherstr. 111, CH-8903 Birmensdorf, Schweiz. E-Mail: [katrin.bernath@wsl.ch](mailto:katrin.bernath@wsl.ch)

SILKE BITZ, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Forstökonomie, Postfach 708, D-79007 Freiburg

A. L. CURTU, Universität Göttingen, Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Büsingenweg 2, D-37077 Göttingen

Dr. P. ELSASSER, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Ökonomie, Leuschnerstr. 91, D-21031 Hamburg. E-Mail: [p.elsasser@holz.uni-hamburg.de](mailto:p.elsasser@holz.uni-hamburg.de)

Prof. Dr. REINER FINKELDEY, Universität Göttingen, Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Büsingenweg 2, D-37077 Göttingen

Dr. OLIVER GAILING, Universität Göttingen, Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Büsingenweg 2, D-37077 Göttingen. E-Mail: [ogailin@gwdg.de](mailto:ogailin@gwdg.de)

Dr. JUDITH GLAESER, UFZ, Helmholtz-Zentrum für Umweltforschung-UFZ, Department Naturschutzforschung, Permoserstr. 15, D-04318 Leipzig

Dr. CHRISTOPH HARTEBRODT, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Forstökonomie, Postfach 708, D-79007 Freiburg. E-Mail: [christoph.hartebrodt@forst.bwl.de](mailto:christoph.hartebrodt@forst.bwl.de)

Dr. NIELS HOLTHAUSEN, Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Züricherstr. 111, CH-8903 Birmensdorf, Schweiz

Dr. ANNA ROSCHEWITZ, Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Forschungsgruppe Umwelt- und Ressourcenökonomie, Züricherstr. 111, CH-8903 Birmensdorf, Schweiz. E-Mail: [anna.roschewitz@wsl.ch](mailto:anna.roschewitz@wsl.ch)

Prof. Dr. A. PETER SCHMIDT, Technische Universität Dresden, Fakultät Forst-, Geo- und Hydrowissenschaften, Institut für Allgemeine Ökologie und Umweltschutz, PF 1117, D-01735 Tharandt. E-Mail: [peter.schmidt@forst.tu-dresden.de](mailto:peter.schmidt@forst.tu-dresden.de)

FD H.-P. SCHMITT, Landesamt für Ökologie, Bodenordnung und Forsten, Forstgenbank NRW, Obereimer 2a, D-59821 Arnsberg

Dr. H. WACHTER, Landesamt für Ökologie, Bodenordnung und Forsten, Forstgenbank NRW Obereimer 2a, D-59821 Arnsberg

## Übersetzung der Résumés,

soweit sie nicht von den Autoren zur Verfügung gestellt werden: J. MAHEUT, 25 Av. du Gal Leclerc, F-54600 Villers-les-Nancy



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, Ausdrucke und Datenport in Profiversion; ab € 49,- aid, Konstantinstraße 124, Stichwort 'ÖKOWALD', D-53179 Bonn  
<http://www.fh-rottenburg.de/greenlink/oekowald/index.html>

# Characterization of different provenances of Slavonian pedunculate oaks (*Quercus robur* L.) in Münsterland (Germany) with chloroplast DNA markers: PCR-RFLPs and chloroplast microsatellites

Institute of Forest Genetics and Forest Tree Breeding, Faculty of Forest Sciences and Forest Ecology, University of Göttingen, Büsgenweg-2, D-37077 Göttingen, Germany

(With 4 Tables)

By O. GAILING, H. WACHTER, H.-P. SCHMITT, A.-L. CURTU, R. FINKELDEY

(Received June 2006)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Quercus robur*; late flushing oaks; chloroplast PCR-RFLPs; chloroplast microsatellites; certification.

*Quercus robur*; slawonische Stieleiche; Chloroplasten PCR-RFLPs; Chloroplasten-mikrosatelliten; Zertifizierung.

## 1. INTRODUCTION

The Slavonian pedunculate oak ("slawonische Stieleiche"; *Quercus robur* L. subsp. *slavonica* (Gayer) Matyas) was introduced into Germany in the second half of the 19<sup>th</sup> century. Slavonian oaks originated presumably from the lowlands of the rivers Save and Drava between Zagreb and Belgrade. However, the exact origin or geographic location of individual seed stands is unknown (HESMER, 1955; GEHLE, 1999). The major seed supply company at the time of introduction was Fa. Appel in Darmstadt that presumably delivered most of the Slavonian oak material. Especially in the region around Münster ("Münsterland") many stands have been established with Slavonian oaks (WACHTER, 2001).

The Slavonian oak is characterized by a late bud burst compared to indigenous oak trees (GAILING et al., 2003; WACHTER, 2001), but also by accelerated growth, stem straightness, and a long clear bole.

Chloroplast DNA markers are especially suitable to unravel the geographic origin of oaks and other angiosperms, since they show uniparental (maternal) inheritance, absence of recombination and thus reflect patterns of seed dispersal. Since dispersal by seeds is restricted as compared to pollen dispersal especially in anemophilous outcrossing species, cpDNA markers often exhibit low variation within populations, but strong differentiation among populations (PETIT et al., 2005).

The basis for such investigations was laid by an European-wide inventory of cpDNA variation by the PCR-RFLP method (cpPCR-RFLP) of four noncoding chloroplast regions in oaks (PETIT et al., 2002). A total of 45 genetic variants (haplotypes) were found, that could be assigned to lineages consisting of closely related haplotypes. The differentiation patterns are closely associated with the history of postglacial recolonizations (PETIT et al., 2002; PETIT et al., 1997).

Due to the high differentiation among different geographic regions at cpDNA markers we may predict whether the introduced material originated from one restricted region or more likely from different regions within the natural distribution range. Geographic origin may be related to differences in potentially adaptive traits as bud burst or growth rate. In the distribution area of Slavonian oaks that stretches across several hundred kilometers between Zagreb and Belgrade along the rivers Save and Drava a total of five different haplotypes (2, 5, 6, 7–26, 17) have been described (BORDÁCS et al., 2002; PETIT et al., 2002). In most of the analysed populations only one haplotype was detected in each population, but a maximum of three haplotypes within single polymorphic populations was observed in the distribution area of Slavonian oaks (BORDÁCS

et al., 2002; PETIT et al., 2002). We expect low haplotype diversity within the investigated stands since the trees in each of the investigated stands appear to be even-aged suggesting a uniform seed supply. Haplotype diversity within stands might be caused either by mixing reproductive material from different origins or by stand establishment with mixed seeds from polymorphic populations.

The PCR-RFLP technique is rather laborious and requires the isolation of "high quality" DNA. The investigation of chloroplast microsatellites (simple sequence repeats; cpSSRs; (DEGUILLLOUX et al., 2003; WEISING and GARDNER, 1999) allows the use of partially degraded DNA and DNA solutions containing inhibitory substances (as for example in leaves collected late in the growing season). It is also more cost-efficient than the PCR-RFLP method since automation is feasible if short cpSSRs fragments are investigated.

The objective of the present study is to characterize twelve selected stands of *Q. robur* (eleven presumably Slavonian stands and one indigenous stand as reference) with cpDNA markers. These stands exhibit superior phenotypes. Seed harvest for the production of forest reproductive material in the category "selected material" ("ausgewähltes Vermehrungsgut") according to the rules of the German forest tree seed act (Forstvermehrungsgutgesetz; FoVG) is permitted in all stands. By comparing the haplotype composition in the "Münsterland" stands with the European-wide distribution of haplotypes we can confirm the hypothesis of an origin in the Balkan region.

We want to address the following questions: Is the haplotype composition of the "Münsterland" stands in accordance with an origin in the lowlands of the rivers Save and Drava? Does the haplotype composition point to the origin of the plant material from one or several geographic regions? Is there evidence for an admixture with indigenous seed material? Are chloroplast microsatellites useful to distinguish between indigenous and Slavonian oaks?

The study will lay a basis for the certification of reproductive material of Slavonian oaks in Germany.

## 2. MATERIALS AND METHODS

### 2.1 Plant Material

Leaf material from a total of 240 trees (20 trees out of 12 stands with superior phenotypes) has been collected in the Münsterland (NRW, Germany) at the end of July 2005. All trees were selected randomly in each stand and were marked with numbers. The names and locations of the stands are listed in Table 1. The acorns used for the establishment of stand 4 originated from mast-fruiting trees in 1879 in the Münsterland, and thus constitute most likely a local provenance. This stand was included as a control and is expected to exhibit the indigenous haplotype 1. All other trees are phenotypically and phenologically characterized as Slavonian provenances. According to historical records, oaks of stand 8 ("Quante") originated from a seed lot that had also been delivered to Ostenfelde (a

Tab. 1

**Description of the stands and frequencies of chloroplast haplotypes. The most frequent haplotypes in each stand are printed in bold.**

**Beschreibung der Bestände und Häufigkeiten der Chloroplastenhaplotypen. Die häufigsten Haplotypen sind fett gedruckt.**

No.	forest district	Stand	Year of plantation	Area (ha)	Indigenous haplotype					Slavonian haplotypes				
					1	2	5	7/26	17					
1	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	13A	1876-85	1.5	2	0	5	0	<b>12</b>					
2	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	24B	~ 1887	1.8	0	0	<b>17</b>	1	0					
3	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	33C	1878	1.3	0	0	<b>20</b>	0	0					
4	Ostenfelde (Kontrolle) Frh. v. Nagel-Doornick	33D	1879	1.9	<b>20</b>	0	0	0	0					
5	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	33F	1880	0.8	0	0	<b>20</b>	0	0					
6	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	36E	~ 1882	1.5	0	<b>20</b>	0	0	0					
7	Ostenfelde Frh. v. Nagel-Doornick	50B	~ 1883	1.6	2	0	<b>17</b>	0	0					
8	Westkirchen Quante	Flur 2/90	~ 1889-90	2.2	2	0	<b>17</b>	0	1					
9	Westkirchen Schulze/Sutthoff	Flur 2/70	~ 1890	0.6	0	0	<b>19</b>	0	0					
10	Lippborg VEBA	43	~ 1894	0.7	0	<b>18</b>	1	1	0					
11	Osttünnen BR Deutschland	1B1a	~ 1894	0.4	0	<b>17</b>	1	2	0					
12	Osttünnen BR Deutschland	1B1b	~ 1890	0.6	2	4	<b>12</b>	0	2					

Stand 1B1a in Osttünnen shows a late bud burst, in stand 1B1b bud burst is intermediate.

Bestand 1B1a in Osttünnen weist einen späten Austriebszeitpunkt auf, Bestand 1B1b zeigt einen mittleren Austriebszeitpunkt.

village in the Münsterland) at the end of the 19<sup>th</sup> century. Thus, it is likely, that one or more of the stands in Ostenfelde have the same origin and chloroplast haplotypes as stand 8 (“Quante”).

## 2.2 DNA isolation

Total genomic DNA was extracted from fresh leaves (a small slice of about 1 cm<sup>2</sup>) with the DNeasy Plant Kit for 96 probes from Qiagen (Hilden, Germany). DNA amount was checked on 1% agarose gels after staining with ethidium bromide.

## 2.3 PCR-RFLP

The following noncoding regions of the chloroplast genome were amplified via PCR and digested with restriction enzymes (DEMASURE et al., 1995): *trnD-trnT* with *TaqI* (DT), *trnC-trnD* with *TaqI* (CD), *psa-trnS* with *HinfI* (AS). The PCR profile was as described in DEMASURE et al. (1995). PCR amplification was performed in a 15 µl volume containing about 10 ng template DNA, 1x Qiagen PCR buffer; 1x Q-solution (Qiagen), 2 mM of MgCl<sub>2</sub>, 0.20 mM each dNTP (Fermentas); 0.5 µM each primer and 1U *Taq* DNA polymerase (Qiagen). The chloroplast regions CD and DT were analysed in all samples. Region AS was analysed in only 96 samples including all samples where the designation of the haplotype was not univocal with CD and DT alone. The PCR amplification was tested on 2% agarose gels in 1x TAE buffer.

The restriction reactions were performed by adding 5 µl of PCR product to a mix containing 3.5 µl H<sub>2</sub>O, 1.0 µl 10x enzyme buffer (Roche) and 5 units of the enzyme. The reactions were incubated for 5h at 37°C (*HinfI*) and at 65°C (*TaqI*). The restriction fragments were separated on a 8% polyacrylamid (PAA) gel, stained with SYBR Gold (Molecular probes) and visualized under UV

light. Interpretation of the restriction patterns and designation of the haplotypes was performed according to PETIT et al. (2002). For that purpose we used samples of known haplotypes in each gel as controls.

## 2.4 Chloroplast microsatellites

Ten universal chloroplast microsatellites *ccmp1* to *ccmp10* (WEISING and GARDNER, 1999) were tested for polymorphisms in 48 probes that represented each of the stands equally (4 samples per stand).

Polymorphic microsatellites (*ccmp2*, *ccmp10*) were amplified in the total sample of 240 trees. Furthermore three cpSSRs (*ucd4*, *udt4* and *ukk4*) that have been developed for oak (DEGUILLLOUX et al., 2003) and that are located in the chloroplast regions CD, DT and *matk-trnK* were amplified in all samples. The PCR profile for *ccmps* and *ukk4* consisted of an initial denaturation at 95°C for 15 min followed by 35 cycles at 94°C for 1 min, a 1 min annealing step (see Table 2), an elongation step at 72°C for 1 min with a final 10 min at 72°C.

For *udt4* and *ucd4* a touch-down program was applied that consisted of an initial denaturation at 95°C for 15 min followed by 8 touch-down cycles with 1 min at 94°C, a 1 min annealing step at 53°C and 1 min at 72°C. The initial annealing temperature of 53°C was reduced in each cycle by 1°C. The last 33 cycles were continued with an annealing temperature of 45°C ending with 10 min at 72°C. All PCR amplifications were performed in a 15 µl volume using 7.5 µl of the HotstarTaq Mastermix Kit from Qiagen (0.75 units of HotstarTaq™ DNA polymerase, 1.5 mM of MgCl<sub>2</sub> and 0.2 mM of each dNTP), 0.2 µM of each forward and reverse primers and about 10 ng of genomic DNA. The PCR reactions



Tab. 2  
**Characterization of chloroplast microsatellites.**  
**Charakterisierung der Chloroplastenmikrosatelliten.**

locus name	primer sequences (5'-3')	Repeat motif	size (bp)	n <sub>a</sub>	T <sub>a</sub> (°C)	location	reference
<i>udt4</i>	FAM-GATAATATAAAGAGTCAAAT CCGAAAGGTCCTATACCTCG	(A) <sub>9</sub>	144-145	2	touch down	Intergenic trnE-trnT	DEGUILLOUX et al. (2003)
<i>ucd4</i>	FAM-TTATTTGTTTTTGGTTTCACC TTTCCCATAGAGAGTCTGTAT	(T) <sub>12</sub>	93-96	4	touch down	Intergenic ycf6-psbM	DEGUILLOUX et al. (2003)
<i>ukk4</i>	HEX-TTGTTTACCTATAATTGGAGC TAGCGGATCGGTTCAAAACTT	(T) <sub>9</sub>	109-110	2	53	Intergenic matK-trnK	DEGUILLOUX et al. (2003)
<i>ccmp2</i>	FAM-GATCCCGGACGTAATCCTG ATCGTACCGAGGGGTTTCAAT	(A) <sub>11</sub>	233-234	2	50	5' to trnS	WEISING and GARDNER (1999)
<i>ccmp10</i>	HEX-TTTTTTTTTTAGTGAACGTGTCA TTCGTCGDCGTAGTAAATAG	(T) <sub>14</sub>	111-112	2	52.5	Intergenic rp12-rps19	WEISING and GARDNER (1999)

were carried out with one of the primer labelled with the fluorescent dyes HEX or 6-FAM (Metabion). Diluted amplification products were electrophoretically separated on a capillary ABI 3100 genetic analyser (Applied Biosystems) in a multiplex analysis. The fragment size was determined with the help of an internal size standard (GS 500 ROX from Applied Biosystems) using the software packages Genescan 3.7 and Genotyper 3.7 (Applied Biosystems).

## 2.5 Data analysis

Haplotype frequencies were determined in each stand reflecting clearly the variation within and the differentiation among stands. Here, we abstain from the calculation of indices of variation and differentiation that condense the information into one figure.

## 3. RESULTS AND DISCUSSION

### 3.1 Characterization of chloroplast haplotypes by PCR-RFLP

In total, five chloroplast haplotypes were distinguished by PCR-RFLP of the chloroplast regions *CD*, *DT* and *AS* (Table 3) corresponding to haplotypes 1, 2, 5, 7–26 and 17 of the European-wide inventory (PETIT et al., 2002; PETIT et al., 1997).

Haplotypes 2, 5, 7–26 and 17 (Slavonian haplotypes) show a center of distribution in the Balkan region and represent all haplotypes except haplotype 6 that have been described for Croatia in the

European-wide study (BORDÁCS et al., 2002; PETIT et al., 2002). However, none of the haplotypes occurs exclusively in this region. Haplotype 7–26 is mainly concentrated in low mountain ranges in the northwestern part of Croatia. Haplotypes 2, 5 and 17, however, were found in the lowlands of river Save between Zagreb and the Serbian border (BORDÁCS et al., 2002; PETIT et al., 2002) as the presumed origin of planted stands of Slavonian oaks in the Münsterland region (North Rhine-Westphalia, Germany). Haplotype 7–26, but not 2, 5 and 17, has also a rare natural occurrence in the Münsterland. Haplotype 1 (control) is the predominant haplotype in Central Europe and in the Münsterland region (KÖNIG et al., 2002). It has its glacial refugia most likely in southern Italy and is absent from the Balkan region (PETIT et al., 2002).

### 3.2 Frequency of cpDNA types

The haplotype composition of each of the 12 analysed stands is summarized in Table 1. All 20 trees of stand 4 (indigenous oaks according to forest records, phenotype and phenology) showed haplotype 1 (not present in the Balkans). In Slavonian stands haplotype 5 (n = 129) was the most frequent one, followed by haplotype 2 (n = 59), 17 (n = 15), 1 (indigenous type, n = 8) and 7-26 (n = 4). Haplotype 1 (“indigenous” type) was present in low frequency in Slavonian stands 1, 7, 8 and 12. In stands 2, 3, 5, 6, 9, 10 and 11, only the Slavonian haplotypes 2, 5, 7–26 and 17 were found in dif-

Tab. 3  
**Characterization of chloroplast haplotypes (cpPCR-RFLPs). The identification of restriction fragments of chloroplast regions of *trnD-trnT* (DT 1-3), *trnC-trnD* (CD 1-6) and *psa-trnS* (AS 1-6) was carried out according to PETIT et al. (2002).**  
**Charakterisierung der Chloroplastenhaplotypen (cpPCR-RFLPs). Die Identifizierung der Restriktionsfragmente der Chloroplastenregionen *trnD-trnT* (DT 1-3), *trnC-trnD* (CD 1-6) und *psa-trnS* (AS 1-6) wurde wie in PETIT et al. (2002) vorgenommen.**

Haplo- type	DT1	DT2	DT3	CD1	CD2	CD3	CD4	CD6	AS1	AS2	AS3	AS4	AS5	AS6
1	9	1	2	1	2	3	3	1	2	4	2	2	2	3
2	9	1	2	1	9	2	2	1	1	4	2	9	2	2
5	1	1	2	1	1	2	3	1	1	6	2	2	2	3
7-26	1	1	9	1	1	2	3	1	1	6	2	2	2	4
17	1	1	3	1	1	2	3	1	1	4	2	2	2	3

ferent frequencies. As expected, there was no uniform distribution of haplotypes but one predominant haplotype and up to three haplotypes with lower frequencies in each stand (Table 1). Stands 3, 5, 9 (haplotype 5) and stand 6 (haplotype 2) were fixed on one haplotype. In stands 1 and 12 the predominant haplotype was observed only in somewhat more than half of the samples (n = 12, Table 1).

### 3.3 Evidence from historic documents

The occurrence of two haplotypes, 17 (n = 12) and 5 (n = 5), in comparatively high frequencies in stand 1 might be the result of replanting of clearances with plant material from another origin in the (quite long) time period (1876-85) of stand establishment (Table 1). However, the haplotype combination 17/5 was also found in one stand in Croatia close to the river Save (BORDÁCS et al., 2002; see below).

In contrast to the other stands that were sown directly for example on former agricultural crop land, in stand 12 (Osttünne 1B1b, intermediate bud burst) several-year-old seedlings were planted after having been transferred to a nursery. Thus the occurrence of four haplotypes in stand 12 might be related to its mode of establishment, increasing the chance of mixture of plant material.

According to historic documents stands 11 (1B1a, late bud burst) and 12 (1B1b, intermediate bud burst) in Osttünne have been established around years 1890 and 1894, respectively, with plant material from the same seed supply as stands 161 A1 (late bud burst) and 161 A2 (intermediate bud burst) in Caldenhof (year of plantation 1887). Accordingly, stands 11 (1B1a, late bud burst) and 161 A1 (late bud burst) share haplotype 2 as the most frequent variant, whereas stand 12 (1B1b, intermediate bud burst) as well as stand 161 A2 (intermediate bud burst) have haplotype 5 as the most frequent type (GAILING et al., 2003).

Historic documents (WACHTER, unpublished) indicated the establishment of stand 8 (Quante) and of at least one of the stands in Ostenfelde with plant material of the same seed supply (Fa. Appel) in the late 19<sup>th</sup> century. Accordingly, stands 2, 3, 5 and 7 in Ostenfelde share haplotype 5 with stand 8 (Quante) as the most frequent variant (Table 1).

### 3.4 Certification of stands and reproductive material

The discrimination among Slavonian stands in the Münsterland by the observation of three different predominating haplotypes allows to test the origin of reproductive material from a specific stand. For example, all randomly selected trees of stand 5 (33F) show haplotype 5. It is thus very unlikely that randomly collected seeds from this stand display other Slavonian haplotypes in reasonable frequencies.

The PCR-RFLP technique of cpDNA is also appropriate to identify indigenous oaks (haplotype 1) in otherwise Slavonian stands. In four out of eleven Slavonian stands a low degree (about 10%) of intermixture with indigenous material (haplotype 1) was shown. In the remaining seven stands, only Slavonian haplotypes were detectable. All trees have been labelled. It will be tested, whether trees with the indigenous haplotype 1 show the Slavonian late flushing phenotype or the indigenous early flushing type.

Seedlings collected from Slavonian stands are expected to reveal favourable phenotypes with regard to growth form and bud burst. Flushing date of indigenous oaks and Slavonian oaks is nearly non-overlapping where they grow side by side (GAILING et al., 2003). However, the effect of gene flow on the potentially adaptive traits as bud burst remains to be analysed.

### 3.5 Presumed origin of Slavonian oaks in the Münsterland

Nearly all combinations of Slavonian haplotypes in the Münsterland stands (apart from combination 2/5/17 in 1B1b) were also

detected in Croatia. Thus the verification of seed mixtures from different regions of Croatia is difficult with the present data. The major obstacle is the fragmentary analysis of oak populations in Croatia. Also the number of samples per population characterized at cpDNA markers was quite low with a mean of 4.5 samples (BORDÁCS et al., 2002). A fine-scale mapping of cpDNA haplotypes in Croatia and Serbia (no data available) would facilitate the circumscription of the geographic origin of oaks in Croatia, if strong differentiation among geographic regions is detected.

However, the haplotype composition in Croatian stands does not contradict the prediction, that the stands of the Münsterland originated from the lowlands of the rivers Save and Drava.

In stand 1 (Ostenfelde 13A) the otherwise rare haplotype 17 (n = 12) is predominant together with haplotype 5 (n = 5). In Croatia haplotype 17 was detected in only two regions close to the rivers Save and Drava. In a single stand close to the river Save haplotype 17 occurs together with only haplotype 5 (BORDÁCS et al., 2002, <http://www.pierroton.inra.fr/Fairoak>).

Stands with only one (predominant) Slavonian haplotype (either 2 or 5) or with haplotype combination 5/17 (stand 1, Ostenfelde 13 A) are mainly found along the river Save (border between Croatia and Bosnia), but less frequently close to the river Drava that marks the border between Croatia and Hungary (BORDÁCS et al., 2002).

### 3.6 Chloroplast microsatellites (cpSSRs)

In order to establish a simple tool that produces results consistent with the more laborious cpPCR-RFLP method and that can be used for DNA of low quality (degraded DNA, higher amount of inhibitory substances) in an high-throughput assay, we tested 13 chloroplast microsatellites. Two out of ten universal chloroplast microsatellites (*ccmp2* and *ccmp10*) were polymorphic displaying two variants (alleles) each. Chloroplast microsatellites *ukk4*, *udt4*, and *ucd4* have been developed specifically for *Q. robur* and *Q. petraea* in cpDNA regions *matk-trnK*, *trnC-trnD* and *trnD-trnT* (DEGUILLLOUX et al., 2003). Two (*ukk4*, *udt4*) and four alleles (*ucd4*) could be detected in our samples (Table 4). In total, four genetic variants were distinguished in the multilocus analysis. The observation of a single chloroplast microsatellite with four length variants (*ucd4*) was sufficient to distinguish these haplotypes; the other polymorphic haplotypes confirmed the result, but were redundant. The results were fully congruent with the cpPCR-RFLP method. Only haplotype 5 and haplotype 7-26 showed identical fragment sizes in all five cpSSRs. No additional haplotypes could be distinguished with cpSSRs. Five additional controls that were shown to be haplotype 4, 6, 10, 11, and 13 by cpPCR-RFLP showed cpSSR

Tab. 4

**Characterization of chloroplast haplotypes with chloroplast microsatellites *ccmp2*, *ccmp10* (WEISING and GARDNER, 1999) *ukk4*, *ucd4*, and *udt4* (DEGUILLLOUX et al., 2003). Fragment size (in base pairs) is shown.**

**Charakterisierung der Chloroplastenhaplotypen mit Hilfe der Chloroplastenmikrosatelliten *ccmp2*, *ccmp10* (WEISING und GARDNER, 1999) *ukk4*, *ucd4*, und *udt4* (DEGUILLLOUX et al., 2003). Die Fragmentgröße in Basenpaaren ist angegeben.**

Haplo- type	<i>ccmp2</i>	<i>ccmp10</i>	<i>ukk4</i>	<i>ucd4</i>	<i>udt4</i>
1	233	112	110	95	145
2	233	111	110	93	145
5 + 7-26	233	112	109	94	144
17	234	111	109	96	145

haplotypes different from haplotypes 1, 2, 5, 7–26 and 17 of the analysed material. Thus, it seems promising to substitute or complement cpPCR-RFLPs with the cpSSR technique. In order to get a better resolution, additional cpSSRs (DEGUILLLOUX et al., 2003) have to be tested for their ability to discriminate between haplotypes. The distinction of small size differences (1 base pair) is very accurate using an internal size standard in high-resolution capillary electrophoresis. With the given equipment a high-throughput analysis and reliable identification of cpDNA variants can be performed routinely.

### 3.7 Perspectives

We plan to characterize all stands of late flushing oaks in the Münsterland selected for the production of reproductive material according to the FoVG with chloroplast DNA markers, in order to be able to test the origin of seed and plant material presumably collected in these stands. An effect of gene flow on the potentially adaptive trait bud burst can be tested in seedlings obtained from Slavonian stands and neighbouring indigenous stands. A fine-scale analysis of oak stands in Croatia will give additional evidence on the geographic origin of the late flushing oaks in the Münsterland.

## 4. ABSTRACT

Late flushing pedunculate oaks ("slawonische Stieleiche"; *Quercus robur* L.) have been introduced into Germany especially in the region around Münster (Münsterland) in the second half of the 19<sup>th</sup> century from the lowlands of the rivers Save and Drava between Zagreb and Belgrade. They are characterized by comparatively late bud burst but also by accelerated growth and a sparsely ramified and upright stem. We analysed twelve selected oak stands in the Münsterland approved for the harvest of forest reproductive material at chloroplast DNA markers. The analysed material included one indigenous stand and eleven stands of late flushing Slavonian oaks that have been established in the Münsterland at the end of the 19<sup>th</sup> century according to historic documents. In total, we distinguished five genetic variants (haplotypes) by PCR-RFLP of chloroplast DNA (cpPCR-RFLPs) and four by chloroplast microsatellites (cpSSRs). Four out of these haplotypes represent nearly all haplotypes (haplotype 2, 5, 7–26, 17) so far observed in Croatia. The fifth haplotype (haplotype 1) was found in all samples of the indigenous oak stand but also in low frequencies (about 10%) in four out of eleven Slavonian stands. Haplotype 1 has a center of distribution in Central Europe; it is predominant in the Münsterland but absent from the Balkan region. Since the analysed cpDNA markers show predominant or fixed haplotypes within stands and discriminate between stands, they are useful for the identification of adult trees and reproductive material of Slavonian oak stands in Germany. The haplotype composition in the stands of the Münsterland is in accordance with their origin in the lowlands of the rivers Save and Drava. In total five informative cpSSR markers are described. Marker *ucd4* is sufficient to distinguish unambiguously between the indigenous and Slavonian haplotypes. With this fast and reliable marker system it will be possible to identify chloroplast haplotypes in a high-throughput assay. In order to obtain appropriate tools for the identification of reproductive material of Slavonian oaks we plan to characterize all well-known Slavonian oak stands in North-Rhine Westphalia (Germany) at cpDNA markers.

## 5. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Charakterisierung unterschiedlicher Provenienzen der slawonischen Stieleiche (Quercus robur L.) im Münsterland mit Chloroplasten-DNA-Markern: PCR-RFLPs und Chloroplastenmikrosatelliten.*

In Deutschland wurden vor allem im Münsterland in der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts slawonische Stieleichen (*Quercus*

*robur* L.) angebaut, die sich besonders durch ihren späten Austrieb, aber auch durch ihre Geradschaftigkeit und einen stärkeren Höhenwuchs auszeichnen. Der Ursprung des Materials liegt vermutlich in der Save- Niederung zwischen Zagreb und Belgrad. In der vorliegenden Arbeit wurden 12 nach dem Forstvermehrungsgutgesetz (FoVG) zugelassene Stieleichenbestände im Münsterland mit Hilfe von Chloroplasten-DNA Markern untersucht. Darunter war ein einheimischer Bestand und 11 Bestände der slawonischen Späteiche, die wie durch historische Dokumente belegt, Ende des 19. Jahrhunderts im Münsterland begründet wurden. Mit Hilfe von PCR-RFLPs spezifischer Chloroplastenregionen (cpPCR-RFLP) und Chloroplastenmikrosatelliten (cpSSRs) konnten insgesamt fünf genetische Varianten (Haplotypen) unterschieden werden, von denen vier ihren Verbreitungsschwerpunkt auf dem Balkan haben (Haplotypen 2, 5, 7–26, 17). Ein weiterer Haplotyp (Haplotyp 1) hat ein Verbreitungszentrum in Mitteleuropa, stammt vermutlich aus Italien und kommt nicht auf dem Balkan vor. Haplotyp 1 wurde bei allen Proben des einheimischen Bestandes gefunden, kam aber auch in geringen Häufigkeiten in vier der elf untersuchten Bestände der slawonischen Späteiche vor. Da die untersuchten Chloroplasten-DNA Marker eine geringe oder keine Variation innerhalb der untersuchten Bestandesstichprobe zeigten, und da unterschiedliche Haplotypen in den einzelnen Beständen vorherrschend waren (Haplotypen 2, 5 und 17 für die slawonischen Bestände, Haplotyp 1 für den einheimischen Bestand), sind diese Marker besonders geeignet zur Charakterisierung und Unterscheidung der slawonischen Stieleichenbestände, und zur Erkennung der Erntebestände von forstlichem Vermehrungsgut. Die Beobachtung von Haplotypen, die nicht im Münsterland verbreitet sind aber einen Verbreitungsschwerpunkt in Kroatien haben, stützt die Vermutung, dass der geografische Ursprung der Münsterländer Stieleichenbestände im Tiefland zwischen den Flüssen Save und Draa lag.

Zusätzlich zu den cpPCR-RFLPs werden fünf informative Chloroplastenmikrosatelliten beschrieben. Schon mit einem Marker (*ucd4*) ist es möglich zwischen einheimischen und slawonischen Haplotypen zu unterscheiden. Die Anwendung der Chloroplastenmikrosatelliten ermöglicht es, Pflanzenproben schneller und kostengünstiger hinsichtlich ihrer Chloroplastenhaplotypen zu charakterisieren. Um eine Erkennung der Erntebestände von Vermehrungsgut zu optimieren, beabsichtigen wir, in weiteren Untersuchungen alle zur Beerntung nach dem FoVG zugelassenen Bestände der slawonischen Stieleiche in Nordrhein-Westfalen hinsichtlich ihrer Chloroplastenhaplotypen zu charakterisieren.

## 6. Résumé

Titre de l'article: *Caractérisation de différentes provenances de chêne pédonculé, originaires de Slavonie, dans le Pays de Münster (Allemagne) à l'aide des marqueurs PCR-RFLP de l'ADN des chloroplastes, ainsi que des microsatellites des chloroplastes.*

En Allemagne, et principalement dans le Pays de Münster, on a installé, dans la seconde moitié du 19<sup>ème</sup> siècle, des chênes pédonculés de Slavonie qui se caractérisent surtout par leur débourrement tardif, mais également par la rectitude de leur fût et une croissance en hauteur assez forte. L'origine du matériel étudié se trouve probablement dans la plaine de la Save, entre Zagreb et Belgrade. Dans le présent travail on a étudié 16 peuplements du Pays de Münster, classés dans le cadre de la loi sur l'amélioration des forêts (FoVG), en ayant recours aux marqueurs de l'ADN des chloroplastes. Parmi ces peuplements l'un était autochtone et 11 des peuplements de chênes tardifs de Slavonie avaient été créés dans le Pays de Münster à la fin du 19<sup>ème</sup> siècle, comme l'attestent des documents historiques. En se basant sur les régions des chloroplastes spécifiques aux marqueurs PCR-RFLP (cpPCR-RFLP) ainsi que sur les microsatellites des chloroplastes (cpSSR) on a pu distinguer cinq variantes génétiques (haplotypes) dont quatre avaient leur centre de



dispersion dans les Balkans (haplotypes 2, 5, 7–26, 17). Un autre haplotype – l’haplotype 1 – a son centre de dispersion en Europe centrale et provient probablement d’Italie et non des Balkans. Cet haplotype 1 a été trouvé dans tous les tests portant sur le peuplement autochtone, et également, mais avec de faibles fréquences, dans 4 des 11 peuplements de chêne pédonculé de Slavonie. Comme les marqueurs de l’ADN des chloroplastes étudiés ne montrent qu’une variation minime ou nulle dans l’ensemble des échantillons des peuplements testés et comme les différents haplotypes étaient dominants dans chacun des peuplements: haplotypes 2, 5 et 17 pour les peuplements provenant de Slavonie, haplotype 1 pour le peuplement autochtone, il apparaît que ces marqueurs conviennent particulièrement bien pour caractériser et différencier les peuplements de chêne pédonculé de Slavonie ainsi que pour choisir les peuplements où sera récolté le matériel de reproduction (= peuplements-classés). L’observation des haplotypes qui ne sont pas répons dans le Pays de Münster mais qui ont leur centre de dispersion en Croatie laisse supposer que l’origine géographique des peuplements de chêne pédonculé du Pays de Münster se trouve dans la plaine située entre les fleuves Save et Drave.

En plus des cpPCR-RFLP on a décrit cinq microsatellites de chloroplastes donnant également des informations. Tout d’abord, avec un marqueur (*ucd4*) il est possible de faire la distinction entre haplotypes, autonome ou de Slavonie. Le recours aux microsatellites des chloroplastes permet, sur des échantillons de plants, de caractériser leur type de chloroplastes plus rapidement et à moindre coût. Pour le classement de peuplements porte-grainier nous envisageons, dans des recherches futures de caractériser les types de chloroplastes des chênes de Slavonie du Land Rhin du Nord-Westphalie déjà retenus selon les dispositions de la loi FoVG. J. M.

#### 7. Acknowledgements

We wish to thank Mrs. O. DOLYNSKA and Mr. THOMAS SELIGER for the technical help in the laboratory. For the help in collecting

the plant material we thank Mrs. L. SCHULZE, Mr. ROGINA and J. FRICKE.

#### 8. References

- BORDÁCS, S., F. POPESCU, D. SLADE, U. CSAIKL, I. LESUR, A. BOROVICS, 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.
- DEGUILLLOUX, M.-F., S. DUMOLIN-LAPEGUE, 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.
- DEMASURE, 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.
- GEHLE, T. (1999): Genetische Differenzierung der Eiche (*Quercus robur*) in Nordrhein-Westfalen. *Allgem. Forst- u. Jagdztg.* **170**, 193–199.
- HESMER, H. (1955): Die Späteiche in Westfalen und im Rheinland. *Forstarchiv* **26**, 197–203.
- GAILING, O., H. WACHTER, L. LEINEMANN, B. HOSIUS, R. FINKELDEY, H.-P. SCHMITT and J. HEYDER (2003): Characterisation of different provenances of late flushing pedunculate oak (*Quercus robur* L.) with chloroplast markers. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **174**, 227–231.
- KÖNIG, A. O., B. ZIEGENHAGEN, B. VAN DAM, U. CSAIKL, E. COART, B. DEGEN, K. BURG et al. (2001): Chloroplast DNA variation of oaks in western Central Europe and genetic consequences of human influences. *Forest Ecology and Management* **156**, 147–166.
- PETIT, R. J., E. PINEAU, B. DEMASURE, R. BACILIERI, A. DUCOUSO and A. KREMER (1997): Chloroplast DNA footprints of postglacial recolonization by oaks. *Proceedings of the National Academy of Sciences USA* **94**, 9996–10001.
- PETIT, R. J., U. CSAIKL, S. BORDÁCS, K. BURG, E. COART, J. COTTRELL, B. VAN DAM et al. (2002): 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. 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.
- WACHTER, H. (2001): Untersuchungen zum Eichensterben in NRW. *Schriftenreihe der Landesforstverwaltung NRW* **13**, 1–112.
- WEISING, K. and R. C. GARDNER (1999): A set of conserved PCR primers for the analysis of simple sequence repeat polymorphisms in chloroplast genomes of dicotyledonous angiosperms. *Genome* **42**, 9–19.

## Zur historischen Entwicklung des Baumartenbestandes von Hartholz-Auenwäldern – dargestellt am Beispiel des Leipziger Auenwaldes

Aus dem Department Naturschutzforschung, Umweltforschungszentrum Leipzig-Halle

(Mit 3 Abbildungen)

Von J. GLAESER<sup>1</sup>) und P. A. SCHMIDT<sup>2</sup>)

(Angenommen Juli 2006)

#### SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Auenwald; Leipzig; Baumartenwandel; Fraxinus excelsior; Populus tremula.*

*Floodplain forest; Leipzig; alternation of tree species; Fraxinus excelsior; Populus tremula.*

#### 1. EINLEITUNG

Hartholz-Auenwälder (*Querco-Ulmetum minoris*) sind als charakteristische Waldgesellschaft der wenige Tage bis Wochen überfluteten Auenbereiche mitteleuropäischer Flüsse (LANDESAMT FÜR UMWELTSCHUTZ SACHSEN-ANHALT, 2000; MARX, 2001; SCHMIDT et al., 2002) wichtige Retentionsräume sowie außerordentlich struktur- und artenreiche Lebensräume. Bereits vor Jahrhunderten wurden die Hartholz-Auenwälder zu Gunsten von Siedlungen und landwirtschaftlichen Nutzflächen gerodet (ELLENBERG, 1996) und damit auf galerie- und inselartige Restbestände zurückgedrängt. Gegenwärtig nehmen sie nur noch 10% ihrer ehemaligen Fläche ein (COLDITZ, 1994).

Menschliche Einflüsse der vergangenen Jahrhunderte bedingten vielfache Veränderungen in den Strukturen und Funktionen der

<sup>1</sup>) Dr. JUDITH GLAESER, UFZ, Helmholtz-Zentrum für Umweltforschung-UFZ, Department Naturschutzforschung, Permoserstr. 15, D-04318 Leipzig. Email: [judith.glaeser@ufz.de](mailto:judith.glaeser@ufz.de)

<sup>2</sup>) Prof. Dr. SCHMIDT, A. PETER, Technische Universität Dresden, Fakultät Forst-, Geo- und Hydrowissenschaften, Institut für Allgemeine Ökologie und Umweltschutz, PF 1117, D-01735 Tharandt. Email: [peter.schmidt@forst.tu-dresden.de](mailto:peter.schmidt@forst.tu-dresden.de)



Hartholz-Auenwälder. Neben den direkten Veränderungen von Standortverhältnissen (z.B. wasserbauliche Maßnahmen) prägten auch anthropogene Faktoren (z.B. Betriebsart bzw. Waldbausystem, Nutzung von Holz und Nichtholzprodukten) die Hartholz-Auenwälder, ohne jedoch ihren Charakter im Wesentlichen zu verändern. Erst seit dem 19. Jahrhundert führten großflächige und tief greifende hydrologische Veränderungen zur Absenkung des Grundwasserstandes sowie zu weitgehend oder völlig ausbleibenden Überflutungen. Die damit verbundenen Folgeerscheinungen wie Unterbindung der Zufuhr von Feinmaterialien und Nährstoffen (SCHMIDT, 2002) bewirkten einen Wechsel des Charakters der Hartholzaue. Der Wandel in dem Waldbausystem (Übergang vom Mittel- zum Hochwald), Anbau von auenwald- und gebietsfremden Baumarten sowie das Ulmensterben veränderten zusätzlich Raum- und Artenstrukturen der Bestände (GLAESER, 2005).

Bezüglich der ursprünglichen Baumartenzusammensetzung von Hartholz-Auenwäldern divergieren die Auffassungen. Während das natürliche Vorkommen von *Quercus robur*, *Ulmus laevis* und *U. minor* nicht bezweifelt wird, bestehen bei *Acer pseudoplatanus* und *Fraxinus excelsior* widersprüchliche Ansichten (BAUER, 1951; FRENZEL, 1995; VOLK, 2002; GLAESER, 2005). Einer der Gründe für die unzureichende Kenntnis liegt im begrenzten Zeitraum, für den schriftliche Aufzeichnungen in Archiven vorliegen. Archivalische Wald- und Forstakten, Kartenunterlagen oder Rechnungsbücher reichen nur zum 18. Jahrhundert zurück, also bis zu einer Zeit, in der bereits Nutzungen zu einem Artenwandel geführt haben, verbunden mit der Rückdrängung bestimmter Arten (z.B. von *Fraxinus excelsior*; VOLK, 2002). Durch Pollenanalysen und paläoökologische Untersuchungen erweitert sich der auswertbare Zeitraum bis zur Bronzezeit (MATHEWS, 1997), teilweise sind Aussagen zum Baumbestand vor der Auenlehmlagerung möglich (MÜLLER-STOLL und SÜSS, 1966). Eine Verknüpfung der Ergebnisse der verschiedenen Methoden unterblieb jedoch oft. Anliegen der vorliegenden Arbeit ist es, Erkenntnisse aus Analysen subfossiler Holzreste und archivalischer Quellen zu nutzen, um für den Leipziger Auenwald die Veränderung der Baumartenzusammensetzung unter besonderer Berücksichtigung von *Fraxinus excelsior* sowie die Ursachen des Baumartenwandels darzustellen. Aus den Ergebnissen sollen Rückschlüsse für die zukünftige Behandlung zur Erhaltung des Auenwaldcharakters abgeleitet werden.

## 2. METHODEN

Für die Analyse der wald- und forstgeschichtlichen Entwicklung des Leipziger Auenwaldes wurden im Sächsischen Hauptstaatsarchiv in Dresden und im Leipziger Stadtarchiv archivalische Quellen ausgewertet.

Den Schwerpunkt der Archivalien im Stadtarchiv Leipzig bilden die Titellakten der Land- und Rittergüter, in denen besonders die Ordnungsgruppe Waldungen, die mit der Bezeichnung Tit. XVO gekennzeichnet ist, berücksichtigt wurde. Neben der Analyse von Titellakten einzelner Auenwaldrevierteile erfolgte die Auswertung von Titellakten bezüglich der Leipziger Ratshölzer. Bestandteile der Leipziger Ratshölzer waren die Auenwaldreviere Burgaue, Connewitz, Rosental (Abb. 1) sowie das ehemalige Revier Kuhturm, das Mitte des 19. Jahrhunderts in das Revier Connewitz integriert wurde. Diese Revierteile hatten den größten Flächenanteil an den Ratshölzern. Daneben gehörten die kleineren Nichttauenwaldreviere Grasdorf und Sommerfeld zu den Leipziger Ratshölzern (LANGE, 1959; REHM, 1996). Das Sommerfelder Revier wurde zu Beginn des 19. Jahrhunderts fast vollständig gerodet.

Die Titellakten enthalten umfangreiche Angaben zu den Forsteinrichtungen der verschiedenen Revierteile, Erlöse aus Waldnebennutzungen aber auch Rechts-, Pacht- und Nutzungsstreitigkeiten. Ergänzt werden diese Archivalien durch Kartenunterlagen sowie

Rechnungsbücher. Letztere geben mit der jährlichen Angabe über Art und Anzahl des geschlagenen Nutzholzes Hinweise auf das Vorkommen von Baumarten sowie ihre Dominanzverhältnisse. Zusätzlich belegen die Rechnungsbücher weitere Holzverkäufe (Scheite, Stangen, Reisig ect.), allerdings ohne genaue Angaben der jeweiligen Baumarten, sowie verschiedene Waldnebennutzungen.

Die Archivalien verdeutlichen im Wesentlichen die Verhältnisse des 18. und 19. Jahrhunderts recht gut, vereinzelt reichen sie bis in frühere Jahrhunderte. Bei der Auswertung von archivalischen Unterlagen ist eine kritische Interpretation der Angaben notwendig (KIENITZ, 1936). So muss das Fehlen einer Baumart in den entsprechenden Quellen nicht zwangsläufig bedeuten, dass die Art im Untersuchungsgebiet nicht vorkam, denn nur beim Nutzholz erfolgte die explizite Auflistung nach Baumarten.

Zur Erweiterung des Betrachtungszeitraums erfolgte die Einbeziehung publizierter Daten, so die Ergebnisse von Untersuchungen zu subfossilen Holzresten (MÜLLER-STOLL und SÜSS, 1966). Die Standortkartierung von THOMAS (1956) gibt die Baumartenzusammensetzung im 20. Jahrhundert wieder. Ergänzende Informationen zu den im 18. und 19. Jahrhundert im Gebiet vorkommenden Baumarten wurden floristischen Arbeiten bzw. Florenwerken von WIPACHER (1726), KLETT und RICHTER (1830), PETERMANN (1846) sowie KUNTZE (1867) entnommen. Außerdem erfolgte die Auswertung von weiteren wald- und vegetationsgeschichtlichen Publikationen, z.B. MÜLLER (1913), KIENITZ (1936), REINHOLD (1942), LANGE (1959), HEMPEL (1983) und GLAESER (2001; 2005).

## 3. UNTERSUCHUNGSGEBIET

Der Leipziger Auenwald, als markanter Bestandteil der Leipziger Aue, teilt die Stadt Leipzig in einen kleineren westlichen und einen größeren östlichen Teil (Abb. 1).

Morphologisch ist das Leipziger Gebiet durch eine schwach gewellte, vielfach jedoch ebene Platte charakterisiert, die nur von den Flussauen der Weißen Elster, Pleiße und Luppe sowie ihrer Nebenflüsse zerschnitten wird. Dabei hebt sich das durchschnittlich zwei bis vier Kilometer breite Auensystem mit einer Einsenkung von 10 m deutlich vom saaleeiszeitlich geprägten Umland ab. Etwa 33% der Leipziger Aue sind aktuell mit Wald bestockt, wovon 1.860 ha (entspricht 96% der gesamten Waldfläche; SICKERT, 2002) von Hartholz-Auenwäldern (*Quercus-Ulmetum minoris* oder abgewandelten Vegetationstypen des *Ulmenion*) bzw. aus ihnen hervorgegangenen Waldgesellschaften (z.B. feuchte Stieleichen-Hainbuchenwälder des *Carpinion*) eingenommen werden.

## 4. ERGEBNISSE

### 4.1 Der Baumbestand bis zum Ende des 19. Jahrhunderts

MÜLLER-STOLL und SÜSS (1966) belegen folgende Baumarten als autochthon für den Leipziger Auenwald:

- im älteren Holozän: *Quercus robur*, *Sambucus* spec. und *Ulmus* spec. sowie

- im jüngeren Holozän: *Acer campestre*, *Alnus glutinosa*, *Corylus avellana*, *Fagus sylvatica*, *Fraxinus excelsior*, *Populus* spec., *Quercus robur*, *Salix* spec. und *Sambucus* spec. Eine konkrete Einordnung in das jüngere Holozän erfolgt leider nicht. Mit *Corylus avellana* und *Fagus sylvatica* werden hier Baumarten mit geringen Überflutungstoleranzen angegeben, die in überfluteten Auenwäldern nicht unbedingt zu erwarten sind. Es ist jedoch zu beachten, dass vor den großflächigen Flussregulierungen die Fließgewässer ihren Lauf veränderten und vielarmig waren. Bedingt durch wechselnde Reliefbedingungen standen zeitweise inselartig weniger oder nicht überflutete Standorte in der ausgedehnten Aue

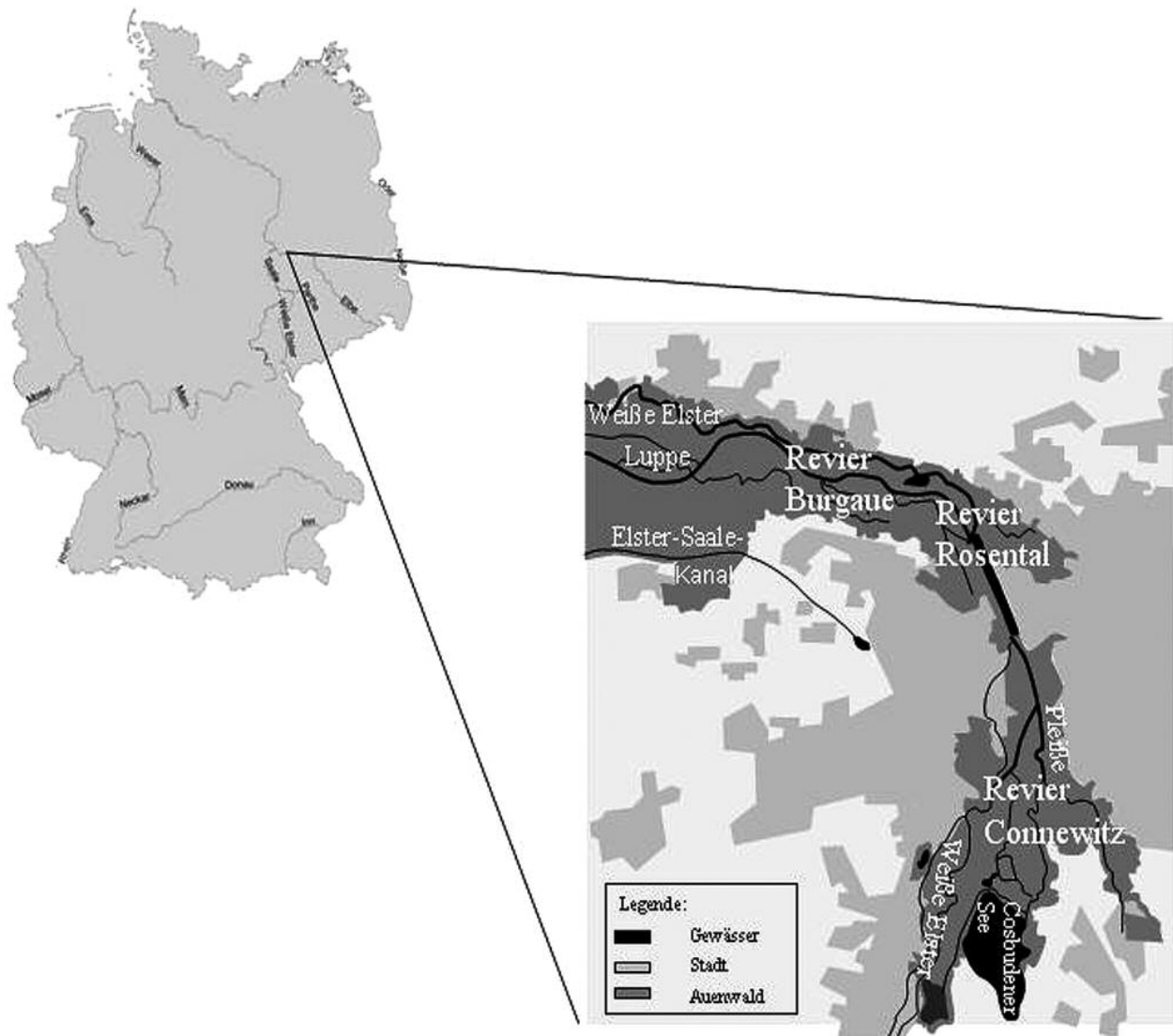


Abb. 1

Lage des Untersuchungsgebietes in Deutschland.

Location of the study area in Germany.

zur Verfügung, die von diesen Gehölzarten besiedelt werden konnten. *Alnus glutinosa* weist auf Auenwaldbereiche mit hohen Grundwasserständen hin.

HEMPEL (1983, S. 94) beschreibt im 16. Jahrhundert die Auenwälder der Ämter Leipzig, Schkeuditz, Zwenkau, Zeitz sowie der Mulde bei Eilenburg wie folgt: „Eichen, (Berg)ahorn, Aspen, Ulmen, (Berg)ulme ... und Buchen im Oberholz, Hasel, Rüster (Flatterulme), ... *Euonymus europaea* ..., Maßholder (Feldahorn), Erlen, Linden, (*Frangula alnus* ...), Zweckbeere (*Lonicera xylosteum*) u. a. im Unterholz“. Natürliches Vorkommen von *Lonicera xylosteum* im Leipziger Auenwald kann ausgeschlossen werden, da die „Zweckbeere“ weder in den Archivalien noch in den floristischen Arbeiten bis Mitte des 19. Jahrhunderts erwähnt wird (WIPACHER, 1726; KLETT und RICHTER, 1830; PETERMANN, 1846; KUNTZE, 1867). Vereinzelt werden außerdem für den Oberstand Maßholder (*Acer campestre*) und Wildobstarten sowie für den Unterstand *Carpinus betulus*, „Dornsträucher“, „Kreuzbeere“, *Populus tremula* und *Salix* spec. genannt (REINHOLD, 1942).

Das Baumartenspektrum des 16. Jahrhunderts veränderte sich bis in das 18. Jahrhundert nicht wesentlich (Abb. 2). Die Bestände

der mittleren Hartholzaue wurden hauptsächlich von *Carpinus betulus*, *Populus tremula*, *Quercus robur* und *Ulmus* spec. bestimmt, wobei die Stiel-Eiche dominierte. In der hohen Hartholzaue stockte zusätzlich *Tilia cordata*, während *Alnus glutinosa*, *Populus* spec. und *Salix* spec. den Baumbestand der tiefen Hartholzaue prägten (KIENITZ, 1936; REINHOLD, 1942; RECHNUNGEN ÜBER DIE RATHS HÖLZER 1620–1709; TIT. XVO Nr. 110).

Bemerkenswert ist das häufige Vorkommen von *Populus tremula* in früheren Jahrhunderten im Leipziger Auenwald (REINHOLD, 1942; HEMPEL, 1983; TIT. XVO Nr. 110). Von 1670 bis 1709 hatte die Zitter-Pappel bei den geschlagenen Stämmen den höchsten prozentualen Anteil (Abb. 2). Zusätzlich fand *Populus tremula* im 17. sowie bis zur Mitte des 18. Jahrhunderts als Brennholz Verwendung (RECHNUNG ÜBER DAS BRENNHOLZ USW. AUS DES RATHS HÖLZERN 1655–1755; TIT. XVO Nr. 113). Mitte des 19. Jahrhunderts wurde die Zitter-Pappel immer noch als „gemein“ für den Leipziger Auenwald angegeben (KLETT und RICHTER, 1830; PETERMANN, 1846; KUNTZE, 1867). In den Schlagregistern fand *Populus tremula* zur gleichen Zeit nur noch selten Erwähnung (TIT. XVO Nr. 64 c), was auf ein abnehmendes Vorkommen im Baumbestand des Leipziger Auenwaldes hindeutet.

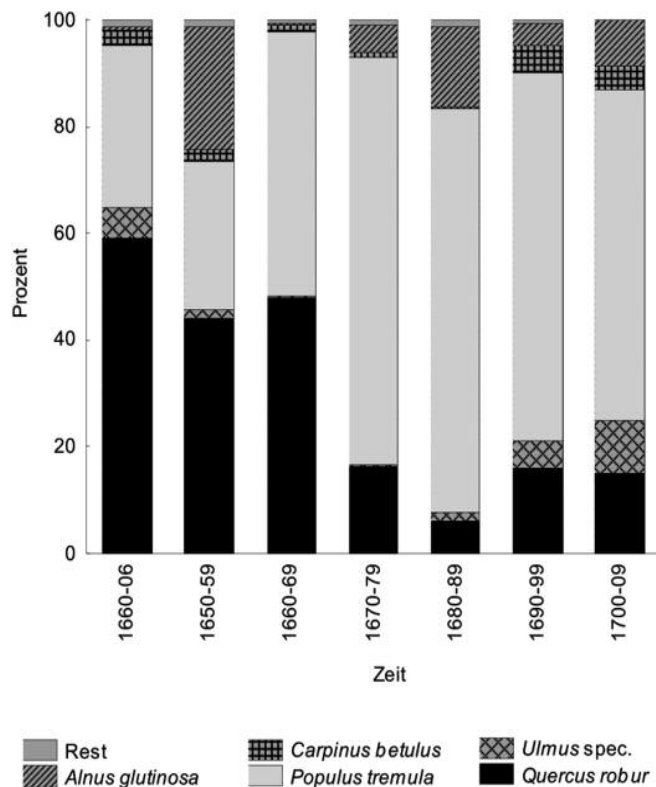


Abb. 2

Prozentualer Anteil der geschlagenen Stämme in den Leipziger Rathshölzern von 1620 bis 1709 (RECHNUNG ÜBER DIE RATHS HÖLZER 1620–1709).

Percentage from cutting trunk in the Rathshölzern from Leipzig from 1620 to 1709 (RECHNUNG ÜBER DIE RATHS HÖLZER 1620–1709).

Obwohl in den Archivalien mit Buche hauptsächlich *Carpinus betulus* gemeint war (REINHOLD, 1942), kann *Fagus sylvatica* für bestimmte, im Auenbereich gelegene Standorte nicht ausgeschlossen werden. 1633, 1638, 1648, 1650, 1657 und 1675 wurde in den Holzverkäufen der Stadt Leipzig zwischen Buche und Hainbuche unterschieden (RECHNUNG ÜBER DAS BRENNHOLZ USW. AUS DES RATHS HÖLZERN 1655–1755; RECHNUNG ÜBER DIE HOLZNUTZUNG DES ROSENTHALES 1663–1680).

#### 4.2. Nebennutzungen und ihre Auswirkungen auf die Baumartenzusammensetzung

Entscheidend für das Baumartenspektrum des Hartholz-Auenwaldes sind Überflutungsdauer und -häufigkeit. Daneben beeinflussen anthropogene Faktoren die prozentuale Verteilung der Baumarten. Jahrhunderte lang erfolgte die Bewirtschaftung des

Leipziger Auenwaldes als „oberholzreicher Mittelwald“. Dabei fand der Einschlag im Unterstand für die Brennholzgewinnung im Allgemeinen alle 18 bis 20 Jahre statt (MÜLLER, 1913). Als wichtigster Nutzholzlieferant wurde *Quercus robur* besonders gefördert und nur bei wirklichem Bedarf geschlagen, wodurch die Stiel-Eiche den Oberstand dominierte.

Begünstigt durch den Mittelwaldbetrieb, die in den aufgelichteten Beständen bis zum Waldboden reichende Strahlung sowie den nährstoffreichen Standort konnte sich im Auenwald eine üppige, artenreiche Krautschicht entwickeln, in der die Gräser örtlich hohe Deckungsgrade erreichten. Die Bürger von Leipzig erhielten 1165 das Stadtrecht und das Privileg der Nutzung von Gras, Holz und Fisch im stadtnahen Luch (Sumpfwald) (REHM, 1996). Zusätzlich besaßen die Einwohner der umliegenden Gemeinden gegen die Zahlung von „Grashühnern<sup>1)</sup>“, die später durch „Graszeichen<sup>2)</sup>“ ersetzt wurden, ebenfalls das Recht der Grasnutzung sowie das Recht zum Holzlesen in den Leipziger Rathshölzern (GLAESER, 2005). Beide Formen der Waldnebennutzung wirkten sich nachteilig auf die Naturverjüngung der Baumarten aus, förderten die Entstehung von Blößen und führten langfristig zu Nährstoffentzug. Durch die „Gräserei“ wurden zusätzlich schnittverträgliche Arten der Krautschicht gefördert. Das Holzlesen beschränkte sich nicht nur auf das Aufsammeln von Totholz, sondern trug durch das Abbrechen und Absägen von Ästen und Jungpflanzen zur Benachteiligung der Verjüngung bei (TIT. XVO Nr. 42 c), die ohnehin in Folge der dichten Krautschicht unter erschwerten Bedingungen aufkam. Frühzeitig war die Stadt Leipzig deshalb mit Festlegungen von Nutzungsort und -zeit bemüht (TIT. XVO Nr. 97), die „Gräserei“ und das Holzlesen auf ein Minimum zu reduzieren sowie Verjüngungsflächen von diesen Nebennutzungen auszuschließen. Erst gegen Ende des 17. Jahrhunderts erfolgte eine wirkliche Begrenzung beider Nutzungsformen (MÜLLER, 1913). Die völlige Einstellung der „Gräserei“ und des Holzlesens scheiterte immer wieder an den Rechten einiger Nachbardörfer. Mit der allgemeinen Servitutenablösung nach 1855 verloren viele Ortschaften diese Nutzungsrechte (MÜLLER, 1913).

Zwei weitere Nutzungsformen im Leipziger Auenwald sind noch besonders erwähnenswert, da sie auf Eichen angewiesen waren und ihre Aufrechterhaltung eine Förderung von *Quercus robur* im Auenwald voraussetzte: die Gewinnung von Eichenlohe (16. bis 19. Jahrhundert) und das Eichellesen für die Schweinemast (17. bis 19. Jahrhundert) (GLAESER, 2005).

#### 4.3 Der Baumbestand ab Ende des 19. Jahrhunderts bis heute

Seit Mitte des 19. Jahrhunderts wurden im Bereich der Leipziger Aue grundlegende und tief greifende Flussregulierungsarbeiten durchgeführt. Dadurch blieben bereits am Ende des 19. und zu Beginn des 20. Jahrhunderts die periodischen Überflutungen aus. Mit dem Wandel von einer wirksamen Überflutungs- in eine „Altaue“ war auch eine Veränderung des Charakters des Leipziger Auenwaldes verbunden. Zusätzlich fand 1870 mit dem Ziel der Beseitigung der überalterten Eichen und „Brennholzzeichen“ bei gleichzeitiger Begründung von geschlossenen Jungbeständen der Wechsel vom Mittel- zum Hochwald statt (LANGE, 1959). Die Eingriffe in das hydrologische Regime, kombiniert mit der Änderung der Betriebsart, hatten weit reichende Folgen auf die Baumartenzusammensetzung des Hartholz-Auenwaldes. Von 1870 bis 1925 kam es zu einer deutlichen Reduzierung von *Carpinus betulus* und *Quercus robur*. Beide Arten blieben danach in ihren Anteilen relativ konstant (Abb. 3).

Von den veränderten Bedingungen profitierte vor allem *Fraxinus excelsior* (Abb. 3). Als natürliche Baumart des Leipziger Auenwaldes (MÜLLER-STOLL und SÜSS, 1966) ist die Gewöhnliche Esche durch die Beschreibung des Baumbestandes im Revierteil „Rosen-

<sup>1)</sup> Grashühner „nennt man diejenigen Hühner, so von den jungen Schlagholzgehägen oder Gehauigten, wenn die so stark wieder aufgewachsen, dass mit der Sichel den jungen Gewächs kein Schaden mehr geschehen kann, vor die darin verstattete Gräserei entweder in Natur von den Bauern an die Eigenthumsherrschaft geliefert, oder ein bestimmtes an Geld dagegen abgestattet wird“ (STAHL, 1773).

<sup>2)</sup> Graszeichen sind „gewisse entweder auf Blech geschlagene, oder der auf Papier, Holz, Pappe u.d.g. mit Siegelack gedruckte Zeichen, welche denen, die von der Herrschaft die Gräserei angemietet, erteilt werden, um solche, wenn die Grasen gehen, bey sich zu haben, damit sie, wenn sie etwas von den Förster, Flurer oder Landsknecht dieser wegen angestastet werden sollten, sich damit limitieren können“ (STAHL, 1773).



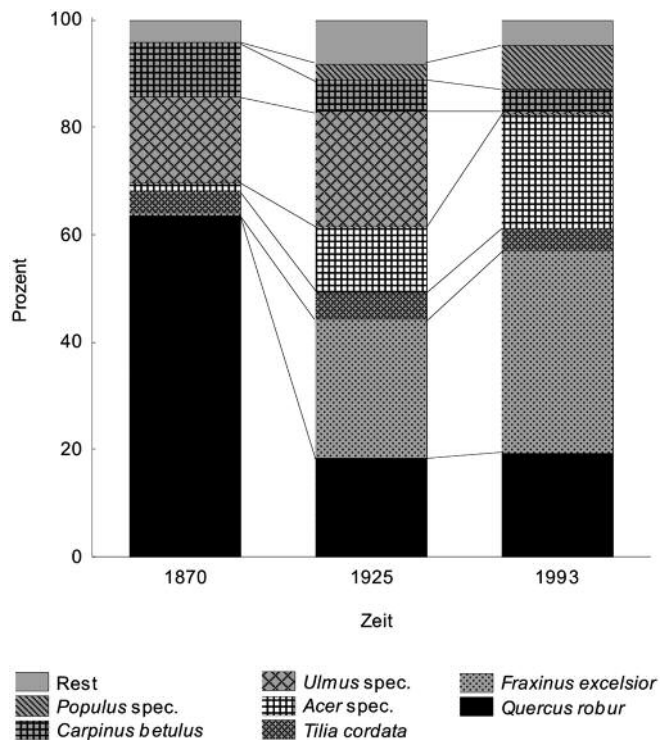


Abb. 3

Prozentuale Verteilung der Baumarten im Leipziger Auenwald von 1870 bis 2003 (LANGE, 1959; SICKERT, 2002).

*Acer spec.* setzt sich hauptsächlich aus *Acer platanoides* und *A. pseudoplatanus* zusammen. *Populus spec.* wird im Wesentlichen von *Populus x canadensis* gebildet.

Percentage from tree species in the floodplain forest in Leipzig from 1870 to 2003 (LANGE, 1959; SICKERT, 2002).

*Acer spec.* is basically made up of *Acer platanoides* and *A. pseudoplatanus*. The main part of *Populus spec.* is *Populus x canadensis*.

tal“ archivalisch erst seit dem 18. Jahrhundert nachweisbar (TIT. XVO Nr. 42 d), wobei der dokumentierte Anteil am Baumbestand sehr gering war. Zu Beginn des 19. Jahrhunderts verweist das Vorkommen des Eschenscheinfalters (*Euphydryas maturna*), der die Esche als Eiablagemedium benötigt, ebenfalls auf *Fraxinus excelsior* im Leipziger Auenwald (OCHSENHEIMER, 1805; SPEYER und SPEYER, 1858; REICHERT, 1900).

Seit Mitte des 19. Jahrhunderts kann der zunehmende prozentuale Anstieg der Gewöhnlichen Esche im Auenwald nachgewiesen werden (Abb. 3), was hauptsächlich auf Pflanzungen zurückzuführen ist wie die floristischen Arbeiten von KLETT und RICHTER (1830), PETERMANN (1846) sowie KUNTZE (1867) belegen. Erstmalig wurde der Anbau von *Fraxinus excelsior* 1831 und 1833 erwähnt (TIT. XVO Nr. 42 d; TIT. XVO Nr. 68 B 1), also in einer Zeit zunehmenden Holz Mangels. Durch die Pflanzungen dieser Baumart, die an die veränderten ökologischen Bedingungen der Aue angepasst und zusätzlich raschwüchsiger als *Quercus robur* ist, sollte der steigende Bedarf an Nutzholz gedeckt werden. Heute ist die Esche die dominierende Baumart im Leipziger Auenwald (Abb. 3).

Neben *Fraxinus excelsior* stieg ebenfalls der prozentuale Anteil der Ahornarten. *Acer campestre* war schon immer eine Baumart des Leipziger Auenwaldes (MÜLLER-STOLL und SÜSS, 1966; HEMPEL, 1983; RdSt (KAP.) Nr. 408 Band 1–8; RECHNUNG ÜBER DAS BRENNHOLZ USW. AUS DES RATHS HÖLZERN 1655–1755) und ist heute noch in geringen Anteilen vorhanden. Vereinzelt wurde *Acer pseudoplatanus* in früheren Jahrhunderten im Leipziger Auenwald

nachgewiesen (KIENITZ, 1936; HEMPEL, 1983; RECHNUNGEN ÜBER DIE RATHS HÖLZER 1620–1709). Seit dem 19. Jahrhundert erhöhte sich das Vorkommen des Berg-Ahorns durch Pflanzungen im Auenwald (KLETT und RICHTER, 1830; PETERMANN, 1846; KUNTZE, 1867). Als dritte Ahornart nennt KUNTZE (1867) erstmalig *Acer platanoides*, der ebenfalls im Auenwald gepflanzt wurde. Die seit dem 19. Jahrhundert teilweise invasive Ausbreitung des Spitz-Ahorns, begünstigt durch den Rückgang der Überflutungsdauer und -häufigkeit, hält bis heute an und ist mit einer Tendenz zur Ruderalisierung verbunden. Gegenwärtig zählen *Acer platanoides* und *A. pseudoplatanus* zu den dominierenden Baumarten im Leipziger Auenwald (Abb. 3).

Seit dem älteren Holozän gehören Ulmen zu den häufigen Baumarten des Leipziger Auenwaldes, die zeitlich und räumlich unterschiedliche Anteile erreichten. Obwohl in den Archivalien nicht zwischen *Ulmus laevis* und *U. minor* unterschieden wird, kann von der ehemaligen Dominanz der Feld-Ulme ausgegangen werden. *Ulmus minor* wurde auf Grund ihrer Fähigkeit zur Bildung von Stockausschlägen und Wurzelbrut in der Mittelwaldwirtschaft sehr geschätzt. Keinen Nachteil auf den Anteil der Ulmen am Baumbestand hatte die Einführung der Hochwaldbewirtschaftung im Jahre 1870 (Abb. 3). Die deutliche Reduzierung des Ulmenanteils im 20. Jahrhundert ist auf die Holländische Ulmenkrankheit zurückzuführen. Obwohl die erste Krankheitswelle Anfang des 20. Jahrhunderts noch keine große Auswirkung auf die Ulmenbestände hatte, führte die Krankheitswelle in den 1960er Jahren zu einem deutlichen Rückgang der Ulmen, insbesondere von *Ulmus minor*. Der Anteil der Feld-Ulme in der Baumschicht erreicht gegenwärtig fast Null Prozent (GUTTE und SICKERT, 1998). Dank ihrer Wurzelbrut ist *Ulmus minor* aber immer noch recht stark bis in die Strauchschicht vertreten, so dass der Leipziger Auenwald eine Verbreitungsdichte der Feld-Ulme aufweist, wie sie in keiner anderen Region in Sachsen erreicht wird (MACKENTHUN, 2002). Die gegenüber der Holländischen Ulmenkrankheit weniger anfällige *Ulmus laevis* kommt heute vereinzelt in der Baumschicht vor.

Die veränderten hydrologischen Bedingungen ermöglichten zusätzlich Pflanzungen von Baumarten, die im Leipziger Auenwald nicht natürlich vorkamen, wie beispielsweise *Acer negundo* (TIT. XVO Nr. 80 B 9), *Carya cordiformis*, *C. ovata*, *Juglans nigra* (SCHAARSCHMIDT, 1988; TIT. XVO Nr. 68 B 14), *Picea spec.* (TIT. XVO Nr. 68 B 14) und *Populus spec.* (LANGE, 1959). Ab Mitte des 20. Jahrhunderts stieg der Anteil der Pappeln, hauptsächlich von *Populus x canadensis*, deutlich an (Abb. 3). Durch die Pflanzungen der schnellwüchsigen Schwarzpappel-Hybridsorten auf den hochproduktiven Böden wurden hohe Erträge erhofft.

Die zunehmende Baumartenvielfalt belegt der Wirtschaftsplan des Burgauer Reviers von 1893, in dem es heißt: „Im Oberholz des Mittelwaldes ist der Masse nach immer die Eiche, besonders in Form alter Überhälter, überwiegend vertreten. Der Zahl nach jedoch herrschen Esche und Rüster vor. Nächst denen sind zahlreich vorhanden: Erle, Ahorn und Hornbaum (Anm. d. Verf.: *Carpinus betulus*); selten Linde und Birke; und nur vereinzelt: Pappel, Aspe, Maßholder, Fichte, Kirschbaum, Apfelbaum und Kastanie. Das Unterholz ... wird in der Hauptsache von Rüster, Hornbaum, Hartriegel, Hasel, Traubenkirschen, außerdem von Linde, Esche, Ahorn, Maßholder, Faulbaum, Eiche, Erle, Weide und einigen Kleinsträuchern gebildet“ (THOMASIUS, 1956, S. 162).

## 5. DISKUSSION

Keine Zweifel bestehen daran, dass *Quercus robur*, *Ulmus laevis* und *U. minor* zum ursprünglichen Baumbestand des Hartholz-Auenwaldes (*Quercus-Ulmetum minoris*) in Deutschland gehören (CASPER, 1993; MATHEWS, 1997; POTT und HÜPPE, 2001). Dass die Stiel-Eiche in vielen Auenwäldern in der vorindustriellen Kultur-



landschaft zur Dominanz gelangte, kann einerseits auf ihre besondere Anpassung an die Winter- und Vorfrühjahrsniederschläge sowie die tiefen Grundwasserstände im Sommer (ELLENBERG, 1996) und die sich daraus ergebenden Vorteile gegenüber anderen Baumarten zurückgeführt werden. Zusätzlich belegen die verschiedenen historischen Nutzungsformen des Auenwaldes die gezielte anthropogene Förderung von *Quercus robur*. Trotz Einführung der Hochwaldbewirtschaftung und einem recht geringen Anteil an der Naturverjüngung ist *Quercus robur* in den Auenwäldern und Ulmen-Eichenwäldern von Altauen immer noch eine prägende und teilweise bestimmende Baumart (HÄRDTLE et al., 1996; KLAUSNITZER und SCHMIDT, 2002; WALTER und GUTTE, 2003).

Als natürlicher Bestandteil der Auenwälder erreichten die Ulmen nur zeitlich und örtlich einen mitherrschenden Baumartenanteil (SCHAUER, 1970; BECKER, 1982; GLAESER, 2005), wobei *Ulmus minor* gegenüber *U. laevis* dominierte. Gegenwärtig fehlen die Ulmen in der Baumschicht weitgehend. Obwohl die Holländische Ulmenkrankheit schon früher auftrat, führte sie erst seit der Mitte des letzten Jahrhunderts zum Ausfall der Ulmen, besonders von *Ulmus minor* (RÖHRIG, 1996; VOLK, 2000b).

Fehlende archivalische Nachweise von *Fraxinus excelsior* hatten lange Zeit zur Folge, dass viele Autoren die Esche als natürliche Baumart des Hartholz-Auenwaldes bezweifelten (vgl. BAUER, 1951; MRÁZ und SÍKA, 1965). Auf Grund ihrer ökologischen Ansprüche kam die Baumart in früheren Jahrhunderten möglicherweise eher im Übergangsbereich von Überflutungsauwäldern und grundwassergeprägten Wäldern der Altaue vor, also in den Bereichen, die bis zum 18. Jahrhundert bevorzugt gerodet und als Grünland genutzt wurden (VOLK, 2002). Die Archivalien reichen oft nur bis in das 18. Jahrhundert zurück, weshalb nicht auszuschließen ist, dass Standorte mit der Esche bereits umgewandelt waren und sie deshalb in den Waldbeschreibungen nicht oder kaum erfasst wurde. Ein möglicher weiterer Grund für den mangelnden archivalischen Nachweis von *Fraxinus excelsior* könnte in der großen Gebrauchsfähigkeit und vielseitigen Verwendbarkeit vor Erreichen des „Baumholzalters“ liegen. Häufig wurden die Eschen bereits als Stangen (DU ROI, 1771; SIEBERT, 1902) oder in ihrer Jugend als Schneitelbaum für die Laubheugewinnung (SPEIER, 1994; ELLENBERG, 1996) verwendet. Die zeitige Entnahme sowie der häufige Verbiss durch Wild (DU ROI, 1771) könnten Ursachen dafür sein, dass *Fraxinus excelsior* in früheren Jahrhunderten selten das Baumalter erreichte und deshalb in den Archivalien fehlt. Trotz der vielfältigen Nutzung erfolgte weder eine Schonung noch künstliche Verjüngung der Esche, was VOLK (2002) mit ihrem schlechten Image begründet. Langfristig kann die hohe Nutzungsintensität bei unzureichender Verjüngung zu einer Reduzierung von *Fraxinus excelsior* im Auenwald beigetragen haben, die sich in den Archivalien widerspiegelt. Durch Erweiterung des zeitlichen Betrachtungszeitraums mittels Pollenanalysen und paläoökologischen Untersuchungen wurde das natürliche Vorkommen der Baumart in den Auenwäldern jedoch belegt (FRENZEL, 1995; MATHEWS, 1997; BEHRE, 1999).

REICHHOFF et al. (2004) verweisen ebenfalls auf die Natürlichkeit von *Fraxinus excelsior* in den mitteldeutschen Auenwäldern, bezweifeln aber einen fehlenden archivalischen Nachweis der Esche. Den Grund dafür sehen REICHHOFF et al. (2004) in der Verwechslung mit *Populus tremula*. Bedingt durch den ähnlichen Wortlaut (Esche – Espe) könne nicht ausgeschlossen werden, dass die Esche in früheren Jahrhunderten auch als Espe bezeichnet wurde, was regional durchaus der Fall war (MARZELL, 1992). Allerdings werden in den Schlagregistern verschiedener Auenwaldreviere für die gleichen Abteilungen und zur gleichen Zeit sowohl Espe als auch Esche genannt (Tit. XVO Nr. 80 B 1; Tit. XVO Nr. 80 B 11).

Freilich fällt der hohe Anteil der Zitter-Pappel im Leipziger Auenwald bis in das 18. Jahrhundert auf, zumal das Holz als wenig dauerhaft gilt. MEDICUS (1802) verweist aber auf die vielfältige Verwendung zu „Bauholz im Troken...in Ermangelung des Eichenholzes“, sieht darin sogar den „Hauptnutzen, den das Aspenholz in gegenwärtigen Zeiten hat“. Der Überhalt von Espen bei ungenügender Anzahl von Eichen ist auch für Württemberg belegt (MANTEL, 1880).

Es ist in Anbetracht der hydrologischen Verhältnisse, der o.g. Nutzungsart und nach der Auswertung historisch-floristischer Literatur sehr unwahrscheinlich, dass *Fraxinus excelsior* vor dem 19. Jahrhundert eine derart häufige und *Quercus robur* gleichwertige Baumart im Auenwald war. Vielmehr kann der stark aufgelichtete und mit Blößen durchsetzte Mittelwald auch Lebensraum für Pionierbaumarten gewesen sein. Im Leipziger Auenwald profitierte zeitweise die Lichtbaumart *Populus tremula* von diesen Verhältnissen.

Seit dem Ende des 18. Jahrhunderts nehmen die Nachweise für das Vorkommen von *Fraxinus excelsior* in den Auenwäldern zu (MRÁZ und SÍKA, 1965; SCHAUER, 1970; GLAESER, 2005). Nach den Veränderungen der hydrologischen Bedingungen und dem Übergang zur Hochwaldbewirtschaftung wurde die Gewöhnliche Esche in den letzten beiden Jahrhunderten häufiger gepflanzt. Schon in der Mitte des 19. Jahrhunderts nahm *Fraxinus excelsior* „den größten Anteil an der Pflanzung bei Harthölzern“ ein (LANGE, 1959; VOLK, 2000a). Heute gehört die Gewöhnliche Esche in den noch erhaltenen Hartholz-Auenwäldern und in den sich aus ihnen in der Altaue entwickelnden Beständen zu den charakteristischen Baumarten (KLAUSNITZER und SCHMIDT, 2002; WALTER und GUTTE, 2003).

## 6. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Der Leipziger Auenwald und seine Baumartenzusammensetzung unterliegen seit mehreren Jahrhunderten anthropogenen Beeinflussungen. Die aktuellen Waldbestände lassen erkennen, dass durch weitgehend ausbleibenden Überflutungen sowie forstliche Maßnahmen der Vergangenheit ein Wandel des Hartholz-Auenwaldes einsetzte, der vom Querco-Ulmetum weggeführt hin zu Waldökosystemtypen, in denen weniger überflutungstolerante Baumarten wie *Acer platanoides*, *A. pseudoplatanus* oder *Fraxinus excelsior* dominieren. Kann der Auenwaldcharakter mit einem hohen Anteil an Stiel-Eiche nicht durch neue Überflutungsereignisse erhalten werden, sondern muss dies also unter den veränderten hydrologischen Bedingungen einer historischen Aue erfolgen, bedarf es zukünftig einer entsprechenden Waldbehandlung.

Zur langfristigen Sicherung des Arten- und Strukturgefüges eines Hartholz-Auenwaldes und der Biodiversität im Leipziger Auenwald sind in den nicht mehr oder nicht wieder überfluteten Bereichen Maßnahmen erforderlich, die auch Eingriffe in natürliche Abläufe unter den aktuellen Standortbedingungen darstellen. Für ausgewählte Flächen wird die Wiedereinführung eines Mittelwaldbetriebes, wie sie das Stadtforstamt Leipzig anstrebt, als sinnvoll erachtet, um den Anteil von Lichtbaumarten wie *Quercus robur* zu fördern. Der größte Teil des Auenwaldes soll auch zukünftig als Hochwald unter Beibehaltung der Baumartenvielfalt bewirtschaftet werden, wobei eine waldbauliche Regulierung der Baumartenanteile erforderlich ist, um den Auenwaldcharakter zu bewahren. Es muss besonders darauf geachtet werden, den Anteil der Stiel-Eiche in den niedrigen Altersklassen zu erhöhen, um damit den Bestand von *Quercus robur* langfristig zu sichern. Das erstrebenswerte Ziel von 40% Anteil Stiel-Eiche am Gesamtbestand würde zu einem Zustand führen, der zwischen den Anteilen in der Mittelwaldära (60%) und der Gegenwart (20%) liegt. Mit der Erhöhung des Anteils von *Quercus robur* muss eine stand-

örtlich differenzierte Reduzierung der Anteile von *Acer platanoides*, *A. pseudoplatanus* und *Fraxinus excelsior* einhergehen. Bei Nutzung der für die Ulmen günstigen Standortverhältnisse und der verfügbaren Naturverjüngung soll in Anbetracht ihres Rückganges und der Bedeutung für den Leipziger Auenwald der Anteil der Ulmen, insbesondere von *Ulmus minor*, erhöht werden. Förderungswürdig sind ebenfalls Wildobstarten wie der früher weiter verbreitete Wild-Äpfel (*Malus sylvestris*).

## 7. ZUSAMMENFASSUNG

Die Analyse der historischen Entwicklung zeigt, dass der Baumbestand des Leipziger Auenwaldes Jahrhunderte lang sowohl von natürlichen als auch anthropogenen Faktoren bestimmt wurde. *Quercus robur* war das wichtigste Bauholz sowie Grundlage für die Loheichengewinnung und Schweinemast, was zu einer gezielten Förderung der Stiel-Eiche weit über den natürlichen Anteil hinaus führte. Im 17. und 18. Jahrhundert begünstigten stark aufgelichtete und übernutzte Mittelwälder das Aufkommen von *Populus tremula*. Nach dem Übergang zur Hochwaldbewirtschaftung nahm die Zitter-Pappel in den folgenden Jahrhunderten nur noch sehr geringe Anteile ein. Bedingt durch tief greifende hydrologische Veränderungen in der Aue und den Wechsel der Betriebsart breiteten sich *Acer pseudoplatanus* und *Fraxinus excelsior* seit dem Ende des 19. Jahrhunderts großflächig im Leipziger Auenwald aus. Die Gewöhnliche Esche und der Berg-Ahorn konnten als ursprünglich im Leipziger Auenwald vorkommende Baumarten nachgewiesen werden. Neu tritt *Acer platanoides* seit Mitte des 19. Jahrhunderts im Leipziger Auenwald auf. Zur Erhaltung der Biodiversität des Leipziger Auenwaldes und von Beständen mit Auenwaldcharakter ist eine waldbauliche Behandlung erforderlich. Neben einer ökologisch orientierten Bewirtschaftung bisheriger Hochwaldsysteme mit Beibehaltung der Baumartenvielfalt und Förderung der Anteile für den Hartholz-Auenwald typischer Arten wie *Quercus robur* oder *Ulmus minor* wird für ausgewählte Auenwaldbereiche die Wiedereinführung des Mittelwaldes empfohlen.

## 8. Summary

Title of the paper: *The historical development of the composition of tree species in floodplain forests – demonstrated on the example floodplain forests in Leipzig.*

An analysis of the historical development shows that the composition of tree species in the floodplain forest in Leipzig was defined by natural and anthropogenic factors for many centuries. *Quercus robur* was the most important timber and the basis for the extraction of tanning agent and big fattening which led to a selective increasing of the part of oaks far beyond natural conditions. In the 17<sup>th</sup> and 18<sup>th</sup> century, the occurrence of *Populus tremula* benefited from the strongly admitted light and over-used regions of coppice with a standards system. After the change to a high forest, aspen obtained low parts in the following centuries. In consequence of dramatic hydrological modifications in the floodplain and changes in the management system, *Acer pseudoplatanus* and *Fraxinus excelsior* dispersed over large areas since the end of the 19<sup>th</sup> century. Ashes and sycamore were demonstrated as natural tree species in the floodplain forest in Leipzig. *Acer platanoides* newly occurs since the middle of the 19<sup>th</sup> century. For the conservation of biodiversity in the floodplain forest in Leipzig and forest stands with a characteristic of floodplain forest, silvicultural measures are necessary. We recommended an ecologically orientated management of the present high forest systems with perpetuation of the composition of tree species, an increasing of the parts of typical floodplain forest trees like *Quercus robur* and *Ulmus minor* as well as the reintroduction of coppice with standard systems in selective parts in the floodplain forest.

## 9. Résumé

Titre de l'article: *Evolution historique des peuplements forestiers des forêts inondables des bords de cours d'eau à bois dur, établie en prenant comme exemple les forêts ripicoles de Leipzig.*

L'analyse de l'évolution historique montre que la distribution des essences dans les forêts ripicoles proches de Leipzig a été déterminée, au cours des siècles, par des facteurs aussi bien naturels qu'anthropogènes. Le *Quercus robur* a été l'essence la plus importante et constituait la base essentielle pour l'obtention de l'écorce à tanin et la nourriture des porcs, friands de ses glands; dans ces conditions le chêne pédonculé fut fort avantagé et devint présent dans une proportion très supérieure à celle qui lui revenait naturellement. Au 17<sup>ème</sup> et au 18<sup>ème</sup> siècle une forte mise en lumière et une surexploitation des tailles sous futaie (T.S.F) provoquèrent l'apparition du *Populus tremula*. Après la conversion des T.S.F. en futaie, le peuplier tremble ne fût plus présent qu'avec un faible pourcentage au cours des siècles suivants. Par suite de profondes modifications des conditions hydrologiques dans les zones inondables et du changement des modalités de gestion l'*Acer pseudoplatanus* et le *Fraxinus excelsior* couvrirent des surfaces considérables dans les forêts inondables de Leipzig à partir de la fin du 19<sup>ème</sup> siècle. Le chêne commun et l'érable de montagne peuvent être considérés comme autochtones dans ces forêts. Plus récemment, au milieu du 19<sup>ème</sup> siècle, l'*Acer pseudoplatanus* fit son apparition. Pour conserver la biodiversité dans ce type de forêt et dans les peuplements forestiers sur sols inondables un traitement forestier approprié s'impose. Parallèlement à un traitement à orientation écologique des peuplements maintenus en futaie, avec conservation de la variété des essences et effort pour augmenter la proportion, dans les forêts ripicoles à bois dur, des essences typiques telles le *Quercus robur* et *Ulmus minor*, on se doit de recommander, pour certaines zones soigneusement choisies, le retour au taillis sous futaie.

J. M.

## 10. Danksagung

Für die zahlreichen Hinweise bei den Archivstudien möchten wir uns bei den Mitarbeitern des Stadtarchives Leipzig und des Hauptstaatsarchives Dresden bedanken. Außerdem gilt Herrn A. SICKERT, Abt. Stadtforsten der Stadt Leipzig, für seine Informationen und die Bereitstellung zusätzlicher historischer Quellen besonderer Dank.

## 11. Literaturverzeichnis

- BAUER, F. W. (1951): Die Überführung der badischen Auenwälder in Hochwald. Freiburg i. Br.
- BECKER, B. (1982): Dendrochronologie und Paläoökologie subfossiler Baumstämme aus Flussablagerungen. Ein Beitrag zur nacheiszeitlichen Auenentwicklung im südlichen Mitteleuropa. Wien.
- BEHRE, K.-E. (1999): Vegetationsgeschichte und Paläoökologie – ihre Beiträge zum Verständnis der heutigen Vegetation. Ber. Reinhold-Tüxen-Ges. 11: 245–266.
- CASPERS, G. (1993): Vegetationsgeschichtliche Untersuchungen zur Flußauenentwicklung an der Mittelweser im Spätglazial und Holozän. Abh. Westf. Mus. Naturk. 55: 1–101.
- COLDITZ, G. (1994): Auen, Moore, Feuchtwiesen: Gefährdung und Schutz von Feuchtgebieten. Basel.
- DU ROI, D. J. P. (1771): Die Harbkesche wilde Baumzucht theils Nordamerikanischer und anderer fremder, theils einheimischer Bäume, Sträucher und Strauchartigen Pflanzen nach den Kennzeichen, der Anzucht, den Eigenschaften und der Benutzung beschrieben. Braunschweig.
- ELLENBERG, H. (1996): Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen in ökologischer, dynamischer und historischer Sicht. 5. Aufl., Stuttgart.
- FRENZEL, B. (1995): Exkursion C 10 des 14. internationalen IQUA-Kongresses. Holzartenfunde in nacheiszeitlichen Kieslagern von Donau und Rhein.
- GLAESER, J. (2001): Die Esche (*Fraxinus excelsior* L.) – ein Baum des Leipziger Auenwaldes? Forstwiss. Centralbl. 120: 114–121.
- GLAESER, J. (2005): Untersuchungen zur historischen Entwicklung und Vegetation mitteldeutscher Auenwälder. UFZ-Dissertation 9: 1–163.
- GUTTE, P. und A. SICKERT (1998): Der Leipziger Auenwald – Bestand und Pflege. Mitt. Landesverein Sächs. Heimatschutz 2: 80–85.

- HÄRDTL, W., H. BRACHT und C. HOBOHM (1996): Vegetation und Erhaltungszustand von Hartholzaunen (Quercus-Ulmetum Iss. 1924) im Mittelbegebiet zwischen Lauenburg und Havel. *Tuexenia* **16**: 25–38.
- HEMPEL, W. (1983): Ursprüngliche und potentielle natürliche Vegetation in Sachsen – eine Analyse der Entwicklung von Landschaften und Waldvegetation. Diss. B. TU Dresden.
- KIENITZ, E. (1936): Wandlungen des Holzartenbildes im sächsischen Staatswalde seit dem 16. Jahrhundert, mit Ausblick auf die Pollenanalyse (Zunächst dargestellt an den Forstinspektionsbezirken Eibenstock und Grimma). *Tharandter Forstl. Jb.* **87**: 1–2.
- KLAUSNITZER, U. und P. A. SCHMIDT (2002): Vegetationskundliche Charakterisierung von Waldbeständen auf Hartholzaunenstandorten. *Forstwiss. Beitr. Tharandt* **17**: 123–154.
- KLETT, G. T. und H. E. F. RICHTER (1830): Flora der phanerogamischen Gewächse der Umgegend von Leipzig. Leipzig.
- KUNTZE, O. (1867): Taschen-Flora von Leipzig. Leipzig.
- LANDESAMT FÜR UMWELTSCHUTZ SACHSEN-ANHALT (2000): Karte der Potentiellen Natürlichen Vegetation von Sachsen-Anhalt. Erläuterungen zur Naturschutz-Fachkarte 1:200.000. Ber. Landesamtes Umweltschutz Sachsen-Anhalt, Sonderh. 1: 1–230.
- LANGE, O. (1959): Die geschichtliche Entwicklung des Leipziger Stadtwaldes. Diss. Univ. Freiburg i. Br.
- MACKENTHUN, G. (2002): Die Gattung *Ulmus* in Sachsen. *Forstwiss. Beitr. Tharandt* **9**: 1–296.
- MANTEL, K. (1980): Forstgeschichte des 16. Jahrhunderts. Hamburg, Berlin.
- MARX, J. (2001): Danymik und Interaktion der Elbe und ihrer Aue. – In: LAU (Hrsg.): Arten- und Biotopschutzprogramm Sachsen-Anhalt. Landschaftsraum Elbe. – In: Ber. Landesamtes Umweltschutz Sachsen-Anhalt, Sonderh. 3: 29–53.
- MARZELL, H. (1992): Wörterbuch der deutschen Pflanzennamen. Leipzig.
- MATHEWS, M. (1997): Pollenanalytische und pflanzensoziologische Untersuchungen in der Flußaunlandschaft der mittleren Elbe. Diss. Univ. Hannover.
- MEDICUS, L. W. (1802): Forsthandbuch oder Anleitung zur deutschen Forstwissenschaft. Cotta, Tübingen.
- MRÁZ, K. und A. SÍKA (1965): Böden und Vegetation der Auewaldstandorte. *Feddes Rep.* **7**: 5–54.
- MÜLLER, A. (1913): Zur Geschichte der Waldungen der Stadt Leipzig. *Allg. F. u. J. Ztg.* **89**: 365–372.
- MÜLLER-STOLL, W. R. und H. SÜSS (1966): Der Gehölzbestand der Auenwälder nach subfossilen Holzresten aus holozänen Sedimenten der mitteldeutschen Flußauen. *Die Kulturpflanze* **14**: 201–233.
- OCHSENHEIMER, F. (1805): Die Schmetterlinge Sachsens mit Rücksicht auf alle bekannten Arten. Leipzig.
- PETERMANN, W. L. (1846): Analytischer Pflanzenschlüssel für botanische Excursionen in der Umgegend von Leipzig. Leipzig.
- POTT, R. und J. HÜPPE (2001): Flussauen- und Vegetationsentwicklung an der mittleren Ems. *Abh. Westf. Mus. Naturk.* **63**: 5–119.
- REHM, A. (1996): Leipzigs Wälder. Beucha.
- REICHERT, A. (1900): Die Großschmetterlinge des Leipziger Gebietes. Leipzig.
- REICHHOFF, L., U. PATZAK und G. WARTHEMANN (2004): Ursprüngliche und heutige Baumartenzusammensetzung der Hartholzaunenwälder und ihre standörtlich-vegetationskundliche Gliederung im Mittelbegebiet. *Veröff. LPR Landschaftspl. Dr. Reichhoff GmbH* **2**: 29–38.
- REINHOLD, F. (1942): Die Bestockung der kursächsischen Wälder im 16. Jahrhundert – eine kritische Quellenzusammenfassung. Dresden.
- RÖHRIG, E. (1996): Die Ulme in Europa. *Forstarchiv* **67**: 179–198.
- SCHAARSCHMIDT, H. (1988): Die Walnussgewächse. Wittenberg.
- SCHAUER, W. (1970): Beitrag zur Entwicklung der Waldbestockungen im NSG Steckby-Lödderitzer Forst. *Archiv Forstwesen* **19**: 525–541.
- SCHMIDT, P. A., W. HEMPEL, M. DENNER, N. DÖRING, A. GNÜCHTEL, B. WALTER und D. WENDEL (2002): Potentielle Natürliche Vegetation Sachsens mit Karte 1: 200 000. Dresden.
- SCHMIDT, W. (2002): Aktuelle Schutz- und Nutzungssituation der Hartholz-Auenwälder im Bereich der mittleren Elbe. *Wald in Sachsen-Anhalt* **11**: 13–24.
- SICKERT, A. (2002): Konzeption zur forstlichen Pflege des „Leipziger Auenwaldes“. Manuskript. (unveröffentlicht).
- SIEBERT, PH. (1902): Die Forsten des regierenden Fürstenhauses Reuß j. L. in der Zeit vom 17. bis zum 19. Jahrhundert. Berlin.
- SPEIER, M. (1994): Vegetationskundliche und paläoökologische Untersuchungen zur Rekonstruktion prähistorischer und historischer Landnutzungen im südlichen Rothaargebirge. *Abh. Westf. Mus. Naturk.* **56**: 3–174.
- SPEYER, A. und A. SPEYER (1858): Die geographische Verbreitung der Schmetterlinge Deutschlands und der Schweiz. Leipzig.
- STAHL, F. J. (1773): *Onomatologia forestalis-piscatorio-venatoria* oder vollständiges Forst-, Fisch- und Jagd-Lexicon. Leipzig.
- THOMASUS, H. (1956): Die Standortverhältnisse der Wälder in und um Leipzig, nicht publ.
- VOLK, H. (2002): Zur Natürlichkeit der Esche (*Fraxinus excelsior* L.) in Flussauen Mitteleuropas. *Forstwiss. Centralbl.* **121**: 128–137.
- VOLK, H. (2000a): Die Rheinauenwälder bei Karlsruhe vor und nach der Rheinkorrektion. *Mitt. Ver. Forstl. Standortkunde u. Forstpflanzenzüchtung* **40**: 35–61.
- VOLK, H. (2000b): Neue Ergebnisse der Auenwaldforschung am Rhein. *Angewandte Landschaftsökologie* **37**: 23–32.
- WALTER, B. und P. GUTTE (2003): Die Vegetation des Lauchs bei Eilenburg – ein Beitrag zur Kenntnis nordwestsächsischer Pflanzengesellschaften, insbesondere des Hartholz-Auenwaldes der Mulde. *Hercynia* Fachgeb. Bot. Geogr. Geol. Palaentol. Zool. **36**: 47–73.
- WIPACHER, D. (1726): Kurzer doch gründlicher Bericht von denenjenigen Kräutern und Gewächsen, welche allein durch Göttliche Verordnung und Pflege um Leipzig gefunden und erhalten werden. Leipzig.

### Archivalien aus dem Stadtarchiv Leipzig

- TIT. XVO Nr. 42 c: Die in den Forsten E. E. Hochw. Raths verübten Holzdiebereien und die den Gehölzen zugeführten Beschädigungen, ingleich die Beeinträchtigung der Jagd und die zu Störungen und Verschleichungen des Wildes gereichenden Ungebuhrnisse betr. 1782–1789 Band I; 1782–1789 Band II; 1782–1789 Band III.
- TIT. XVO Nr. 42 d: Varia, die Forsten betr. 1771–1833.
- TIT. XVO Nr. 64 c: Acta, Concepte zu den Berechnungen des Geldbetrages für Nutz- und Brenn-Holtz aus sämtlichen Waldungen 1832–1847.
- TIT. XVO Nr. 97: Acta, die Holz- und Grasezeichen für Böhlitz und Ehrenberg betr. 1817–1855.
- TIT. XVO Nr. 110: Holzbeziehungen (Grasbesichtigungen des Leipziger Rathsforsten betr. 16. u. 17. Jahrhundert).
- TIT. XVO NR. 113: Ein Buch über den Holzeinschlag und Windbruch in den Leipziger Rathsforsten 1742–1777.
- TIT. XVO Nr. 68 B 1: Acta, die Administration der Forsten u. w. d. a. betr. Vol I 1831.
- TIT. XVO Nr. 68 B 14: Acta, die Administration der Forsten u. w. d. a. betr. Vol XIV 1914.
- TIT. XVO Nr. 68 B 15: Acta, die Administration der Forsten u. w. d. a. betr. Vol XV 1925.
- TIT. XVO Nr. 80 B 1: Administration der Forsten: das Connewitzer Revier betr. Vol I 1870.
- TIT. XVO Nr. 80 B 9: Administration der Forsten: das Connewitzer Revier betr. Vol IX 1896.
- TIT. XVO Nr. 80 B 11: Administration der Forsten: das Connewitzer Revier betr. Vol XI 1906.
- RdSt (KAP.) Nr. 408 Band 1–8.
- RECHNUNGEN ÜBER DIE RATHS HÖLZER 1620–1709.
- RECHNUNG ÜBER DAS BRENNHOLZ USW. AUS DES RATHS HÖLZERN 1655–1755.
- RECHNUNG ÜBER DIE HOLZNUTZUNG DES ROSENTHALES 1663–1680, 1685–1750.



# Versicherungslösungen als Bestandteil des Risikomanagements in Forstbetrieben

## Ein Vergleich von Regionen und Eigentumsarten auf versicherungs- und verhaltenstheoretischer sowie förderpolitischer und betriebswirtschaftlicher Grundlage

(Mit 7 Abbildungen und 5 Tabellen)

Von C. HARTEBRODT<sup>\*)</sup>, N. HOLTHAUSEN<sup>\*\*)</sup> und SILKE BITZ<sup>\*)</sup>

(Angenommen Juli 2006)

### SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Sturmschäden; Ländervergleich Baden-Württemberg/Schweiz; Vergleich Waldeigentumskategorien; Versicherungstheorie; Verhaltenstheorie; Förderpolitik; Risikowahrnehmung; Risikomanagement; Sturmversicherung.*

*Storm disasters; comparison between Baden-Württemberg (Germany)/Switzerland; comparison between ownership classes; insurance theory; behavioural theory; State subsidy policy; risk perception; risk management; insurance against storm damage.*

### 1. EINLEITUNG

Im Umfeld einer sehr angespannten wirtschaftlichen Situation stellen Sturmkatastrophen derzeit mit Sicherheit das größte zusätzliche ökonomische Risiko für den Waldbesitz in Europa dar (HARTEBRODT, 2004a). Sowohl die Schweiz (CH) (WSL/BUWAL, 2001) als auch Baden-Württemberg (BW) (LFV, 2004) wurden innerhalb eines Jahrzehnts von zwei „Jahrhundertstürmen“ betroffen. Generell weisen Studien auf eine Zunahme außertropischer Stürme in der zweiten Hälfte des 20. Jh. hin (IPCC, 2001). Über die zukünftige Entwicklung von Winterstürmen in Mitteleuropa sind noch keine spezifischen Aussagen möglich, intensivere Stürme werden jedoch vorsichtig als eine „mögliche Entwicklung“ eingestuft (WERNLI et al., 2003). 16 der 20 versicherungstechnisch teuersten Ereignisse stehen in Zusammenhang mit Sturmwinden (SWISS RE, 2005). Aus den Erfahrungen mit den letzten Stürmen und der Möglichkeit einer Zunahme solcher Ereignisse kann geschlossen werden, dass künftige forstliche Management-Strategien den Faktor Risiko weit stärker als bisher berücksichtigen sollten (vgl. HANEWINKEL, 2004).

Für die beiden in die Untersuchungen einbezogenen Länder liegen auf vergleichbarer Erhebungsmethodik beruhende länderspezifische Untersuchungen zur Wahrnehmung von Sturmrisiken und Einstellung gegenüber Versicherungen vor (HOLTHAUSEN und BAUR, 2004 und 2003; HARTEBRODT und BITZ, 2007). Damit ließ ein kombinierter Länder- und Besitzartenvergleich vertiefte Kenntnisse über die Wahrnehmung von Risiko und die Einstellung zum Umgang mit Risiko erwarten.

Im vorliegenden Beitrag soll diesen Unterschieden durch vergleichende Bewertung der Ergebnisse beider Befragungen auf der Basis von 6 Hypothesen nachgegangen werden (Kapitel 4). Diese werden zum einen aus den nachfolgend dargestellten versicherungs-, verhaltens- und fördertheoretischen Grundlagen (Kapitel 2), zum anderen aus einem betriebswirtschaftlichen und förderpolitischen Status der beiden Länder abgeleitet (Kapitel 3). Der Beitrag versteht sich damit als Synthesebericht, in dem die aktuelle Wahrnehmung von Versicherungslösungen in verschiedenen Waldbesitzerkategorien in einen theoretischen Kontext eingeordnet wird.

<sup>\*)</sup> CHRISTOPH HARTEBRODT leitet die Abteilung Forstökonomie der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg. E-Mail: christoph.hartebrodt@forst.bwl.de.  
SILKE BITZ ist Mitarbeiterin dieser Abteilung.

<sup>\*\*)</sup> NIELS HOLTHAUSEN war Mitarbeiter der Abteilung Ökonomie der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee, Landschaft (WSL).

### 2. THEORETISCHER HINTERGRUND ZUR WAHRNEHMUNG UND HANDHABUNG DES STURMRISIKOS

#### 2.1 Versicherungs- und verhaltenstheoretischer Rahmen

HOLTHAUSEN und BAUR (2004) ordnen die Ergebnisse der Befragung in der CH in ein verhaltens- und versicherungstheoretisches Rahmenwerk ein. Im Sinne der Fragestellung, inwieweit Versicherungs- oder Fondslösungen einen relevanten Beitrag zum Risikomanagement leisten können, scheinen folgende Aspekte eine besondere Rolle zu spielen<sup>1)</sup>:

- Die Vermögenssphäre übt einen untergeordneten Einfluss auf die Entscheidungsfindung hinsichtlich des Risikomanagements aus. Diesbezügliche Entscheidungen werden primär unter dem Aspekt der Verlustvermeidung getroffen. Gemäß der „Prospect Theory“ wird die Risikoaversion bei Betrieben mit negativen Betriebsergebnissen tendenziell durch Risikofreude ersetzt; das Interesse an einer Versicherung wird reduziert.
- Aufgrund der sog. Bezugspunktabhängigkeit werden Kosten für Versicherungsprämien als zusätzliche Aufwendungen interpretiert, da bisher im Regelfall keine Versicherungen gegen Sturmschäden abgeschlossen sind.
- Das eigene Risiko wird in der Tendenz systematisch unterschätzt.
- Das Sturmrisiko ist aufgrund der im Allgemeinen geringen Besitzgröße nur für einen Teil des Waldbesitzerkollektivs ökonomisch bedeutend. Ein Interesse an einer Versicherung ist jedoch nur bei einer relevanten Gefährdung des Gesamtvermögens gegeben.
- Eine Versicherung wird nur dann abgeschlossen, wenn die wirtschaftlichen Ergebnisse eine Prämienzahlung ermöglichen.

#### 2.2 Förder- und Forstpolitik

Für den angesprochenen Themenkomplex müssen auch Wirkungen staatlicher Subventionen berücksichtigt werden. KURKI (1991) nimmt für BW eine detaillierte Analyse der forstlichen Förderung vor. Als relevant stellen sich insbesondere die Gefahr der Verfestigung von Subventionstatbeständen (Dauersubventionen) und die Gefahr der Blockade von Prozessinnovationen heraus. Er führt hierzu aus: „Im Allgemeinen können Subventionen einen Verlust der wirtschaftlichen Eigeninitiative und ein Verlangen nach weiteren Unterstützungen bewirken“. Auch die gewonnenen Ergebnisse zur Dauerhaftigkeit einmal gewährter Subventionen (ebd.) lassen sich dahingehend deuten, dass die Waldbesitzer mit einer gewissen Berechtigung darauf hoffen können, dass Förderung im bisherigen Umfang weiter gewährt wird (vgl. THORMÄHLEN, 1987). In Bezug auf Notsituationen ist in der ökonomischen Theorie der Verzicht auf eigene Risikovorsorge und damit eine Steigerung der potenziellen Bedürftigkeit nach BUCHANAN (1975) als Samariter-Dilemma bekannt: Die Erwartung von Hilfe auf Seiten der potenziellen Opfer erhöht den Zwang zur Hilfe auf Seiten des Samariters (hier des Sozialstaates).

<sup>1)</sup> Literaturangaben siehe Tab. 2.



Die berechnete Erwartung von Unterstützung wird auch damit begründet, dass aufgrund des „Kompromisscharakters“ von Subventionen, Fördermaßnahmen politisch als Möglichkeit zur flexiblen Reaktion auf „Unzufriedenheiten“ gesehen werden. Diese Möglichkeit der politischen Profilierung wird von Politikern bewusst eingesetzt. So werden beispielsweise verschiedentlich Bezüge zwischen der rasch und umfänglich gewährten finanziellen Hilfe nach dem Elbhochwasser und dem Ausgang der Bundestagswahl in Deutschland im Jahr 2002 hergestellt (ROTH und JUNG, 2002; NZZ, 2005). Insgesamt lässt sich daraus ableiten, dass mit zunehmender legislativer Absicherung und bei höherem Niveau bisheriger Förderung ein abnehmendes Interesse an einer Veränderung der bisherigen Praxis zu erwarten ist. Dabei wird dieses Interesse bei den Waldbesitzern und den politischen Entscheidungsträgern gleichgerichtet sein. Der Waldbesitzer wird die Leistungen als Besitzstand und kostengünstigste Variante verteidigen, die politischen Entscheidungsträger scheuen die Schwierigkeiten, die mit einer Reduktion einmal gewährter Leistungen verbunden sind. Im Unterschied zum reaktiven Katastrophenmanagement kann mit einer staatlichen, proaktiven Subventionierung von Versicherungslösungen kaum politische Wahrnehmung generiert werden (vgl. COATE, 1995). Damit sind entsprechende Ansätze aus der Sicht der Politik nur bedingt rational.

### 2.3 Liquiditätsorientierung der Forstbetriebe

Zwar lässt sich das Marktverhalten der Forstbetriebe nicht eindeutig beschreiben, da in unterschiedlichen Studien teils marktkonformes, teils markt inverses Angebotsverhalten nachgewiesen wird. Gleichwohl gehen BERGEN et al. (2002) davon aus, dass in der Tendenz eher ein Kostendeckerverhalten unterstellt werden kann. Orientierende Untersuchungen von HARTEBRODT (2006) bestätigen für den hier besonders relevanten baden-württembergischen Fichten-/Tannen-Stammholzmarkt im Staatswald ebenfalls ein markt inverses Verhalten und damit auch für die Periode der Befragung (2004) eine Tendenz zum Kostendeckerverhalten. Die Testbetriebsnetzergebnisse zeigen gleichermaßen auf, dass in BW auf zurückgehende Holzerlöse häufig mit einer Einschlagsmehrung reagiert wird (HARTEBRODT, 2004b; HARTEBRODT und FILLBRANDT, 2006). Dies deutet auf eine primär liquiditätsorientierte Unternehmensführung hin. Für den Kleinprivatwald in BW spielt weniger das Betriebsergebnis sondern eher der Saldo der Zahlungsströme eine Rolle, nachdem aufgrund der hohen Eigenleistung eine roheinkommensorientierte Betriebssteuerung vorgenommen wird (BRANDL et al., 1999). Aus den Aussagen von Wild-Eck und Zimmermann (2005), die aufzeigen, dass „... durch die Nichtverrechnung von eigenen Arbeitsleistungen zumindest so hohe Erträge aus dem Wald anfallen, wie Kosten entstehen“ lässt sich auch für die CH eine vergleichbare, tendenziell roheinkommensorientierte Betriebsführung im Kleinprivatwald unterstellen. Zwar ist eine eindeutige Abhängigkeit zwischen Liquidität und Vermögensstatus der Forstbetriebe gegeben (vgl. BRANDL und NAIN, 2000), nachdem bisher nur ein Bruchteil der Forstbetriebe mit prozentual bedeutenden Vermögensverlusten konfrontiert war, ist dieser Zusammenhang im Waldbesitz jedoch nur rudimentär bekannt (HARTEBRODT, 2004a).

Insgesamt lässt sich ableiten, dass das Interesse an einer Wald-Sturmversicherung primär von Liquiditätsaspekten getrieben werden dürfte.

## 3. BETRIEBSWIRTSCHAFTLICHER UND FÖRDERPOLITISCHER STATUS DER BETEILIGTEN LÄNDER

### 3.1 Betriebswirtschaftliche Situation

Die Entwicklung der Betriebsergebnisse ist in den beiden Ländern in der Tendenz vergleichbar. Sowohl für die CH als auch für BW kann festgehalten werden, dass sich die Betriebsergebnisse in

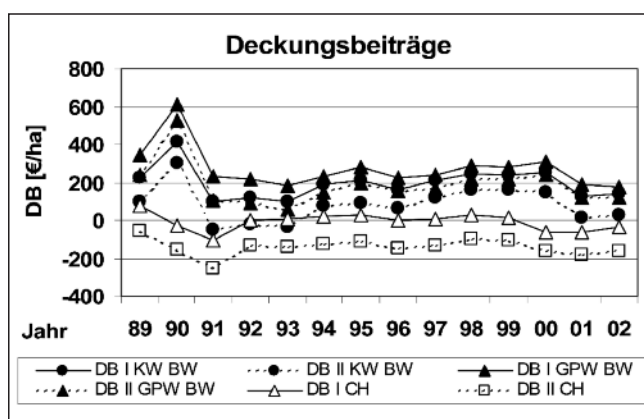


Abb. 1

DB I und DB II in der Schweiz<sup>4)</sup> und in Baden-Württemberg. Contribution margin I and II in Switzerland<sup>4)</sup> and Baden-Württemberg.

den letzten 20 Jahren verschlechtert haben. Jedoch sind die Dynamik und das Niveau unterschiedlich. In der CH werden seit Anfang der 80er Jahre nur noch in einzelnen Jahren und Regionen positive Betriebsergebnisse geschrieben (BFS/BUWAL, 2003; BURRI, 2004). 2003 betrug der Verlust beispielsweise bei den politischen Gemeinden im Durchschnitt 77 €/ha<sup>2)</sup>, bei den Bürgergemeinden<sup>3)</sup> 64 €/ha (BFS, 2004). Die Betriebe in BW waren hingegen in der Lage, Defizitphasen auf 3–5 Jahre nach Sturmereignissen zu begrenzen und können außerhalb von Kalamitätsperioden mehrheitlich immer noch positive Ergebnisse erwirtschaften (vgl. HARTEBRODT und FILLBRANDT, 2006; FILLBRANDT et al., 2006).

Von besonderer Relevanz erscheint hierbei die Feststellung, dass in BW der Deckungsbeitrag (DB) I praktisch noch nie einen negativen Wert angenommen hat (Abb. 1). Die Aufwendungen für die Betriebsarbeiten außerhalb der Holzernte können bei betriebsweiser Betrachtung als variable Gemeinkosten definiert werden, so dass ein Wert dargestellt werden kann, der dem DB II weitgehend entspricht. Für BW kann festgehalten werden, dass auch der DB II mit wenigen Ausnahmen immer noch im positiven Bereich war.

In der Schweiz hingegen war der DB I seit 1989 in der Hälfte der Jahre negativ, der DB II war seit 1989 in keinem Jahr im positiven Bereich (Abb. 1). Auch diese Betrachtung legt offen, dass die wirtschaftliche Situation für Forstbetriebe in der Schweiz ungleich kritischer eingestuft werden muss.

### 3.2 Förder- und Forstpolitik

Bereits das Normalniveau der waldbezogenen Förderung unterscheidet sich beträchtlich zwischen den Regionen.

In BW existiert eine gesetzliche Verankerung von Fördermaßnahmen, diese geht jedoch über grundsätzliche Aussagen nicht hinaus (LWaldG, 1995). Nimmt man die Jahre 1997 bis 1999 als Basisjahre, so wurden im Kleinprivatwald (BW) ca. 40 €/ha an Fördermitteln ausgeschüttet. Im Körperschafts- und Privatwald > 200 ha lagen die Förderbeträge durchweg unter 10 €/ha. Bezogen auf den Gesamtertrag wird damit in allen Waldbesitzarten ein Ertragsanteil von weniger als 10% erreicht (BARON et al., 2004).

<sup>2)</sup> Umrechnungskurs 1,5408 €/Sfr (Stand 15. 11. 2005).

<sup>3)</sup> Dies ist eine verbreitete, spezielle Form von Kollektiveigentum (Personalkörperschaften des öffentlichen Rechts), die aus Vereinigungen von Bürgern hervorgegangen ist, die bestimmte Nutzungsrechte an der Allmende um Siedlungen herum hatten.

<sup>4)</sup> Die Berechnung des DB II der Schweiz wurde analog zur Berechnung in BW vorgenommen. Die Daten aus der Schweiz wurden von Waldwirtschaft Schweiz (WVS), Bereich Betriebswirtschaft bereitgestellt.

Im Status quo hat die CH eine Waldgesetzgebung, die zumindest dem Grunde nach maßnahmenbezogene Zahlungen garantiert, wenn die Erhaltung des Waldes gefährdet erscheint (WaG, 1991). Damit besteht nach Volken (2003) keine De-jure-Staatsgarantie, im Hinblick auf den politischen Druck nach Sturmkatastrophen könne höchstens von einer De-facto-Staatsgarantie gesprochen werden. HÄNSLI et al. (2003) sehen in der konkreten Sturmsituation nach Lothar praktisch keine Entscheidungsspielräume, die eine Reduktion des Umfangs staatlicher finanzieller Unterstützung ermöglicht hätten. In der CH existiert zudem ein Elementarschadensfonds, der zwar keine Garantiezahlungen leistet (Elementarschadensfonds, 1992), aber eine weitere Unterstützungsmöglichkeit darstellt (vgl. Art. 2), die bei zurückliegenden Kalamitäten von den Waldbesitzern als schadminderndes Element wahrgenommen wurde.

Ein Vergleich der Fördersummen in und außerhalb von Kalamitätssituationen bringt den Unterschied zwischen den Ländern deutlich zum Ausdruck (Tab. 1; vgl. HÄNSLI et al., 2003; LFV, 2004). Die Fördergelder in der Sturmphase erreichten in der CH damit in etwa den dreifachen Umfang der Förderung in BW. Auch die absoluten Beträge und die prozentualen Anteile vor dem Sturm 1999 verdeutlichen den Niveauunterschied zwischen beiden Ländern.

#### 4. HYPOTHESENBUILDUNG

Bereits HOLTHAUSEN und BAUR (2004) stellen die Ergebnisse der Befragung in der CH in einen versicherungs- und verhaltensökonomischen Kontext und leiten die Bedeutung der wirtschaftlichen Lage und der staatlichen Unterstützung für eine eigene Vorsorge ab. Nachdem oben die Bezüge zur Förderpolitik und zur betriebswirtschaftlichen Situation vertieft werden konnten, lässt sich ein Set von Hypothesen ableiten, die durch die Verschneidung der vier oben dargestellten Themenfelder breit abgestützt sind. Diese Hypothesen können, aufgrund der inhaltsgleichen und zeitnahen Befragung in beiden Ländern und der daraus resultierenden Möglichkeit, einen kombinierten Länder- und Besitzartenvergleich durchzuführen, ihrerseits wieder auf einer sehr breiten und einheitlichen Datenbasis überprüft werden. In Tabelle 2 werden die theoretischen Grundlagen zusammengefasst und zu 6 Hypothesen verdichtet, die den Ländervergleich leiten.

#### 5. MATERIAL UND METHODEN

##### 5.1 Wald und Waldbesitz in der Schweiz und in Baden-Württemberg

Die wesentlichen forstlichen Rahmendaten für beide Länder werden in Tabelle 3 zusammengestellt. Ergänzend muss darauf hingewiesen werden, dass in der Schweiz im Kleinprivatwald durch

<sup>5)</sup> Die Werte des Jahres 1999 beziehen sich in der Schweiz auf den öffentlichen Wald.

Befragung der Landwirtschaftsbetriebe mit Wald eine Teilstichprobe vorliegt. Für diese Gruppe wird eine stärkere Waldbnutzung unterstellt.

Die Befragung der baden-württembergischen Kleinprivatwaldbesitzer wurde auf der Grundgesamtheit der Teilnehmer des Testbetriebsnetzes Kleinprivatwald vorgenommen (N = 156). Auch hier fußt die Befragung auf einer Teilstichprobe, die Kleinprivatwaldbetriebe umfasst, für die eine größere Aktivität unterstellt werden kann. MIJACZ (2000) gibt einen detaillierten Überblick über diese Waldbesitzerkategorie. Die baden-württembergischen Teilkollektive sind bei HARTEBRODT und BITZ (2007) genauer beschrieben. HOLTHAUSEN und BAUR (2003) geben eine detaillierte Zusammenstellung von Grundgesamtheit und Stichprobenumfang der einzelnen Gruppen in der CH.

##### 5.2 Vergleichbarkeit der Kollektive

Aufgrund historisch bedingter Unterschiede, haben sich in beiden Ländern unterschiedliche Formen des Waldbesitzes ausgeprägt. Insofern stellt sich zunächst die Aufgabe der Bildung von Vergleichspaaren. Tabelle 3 gibt einen Überblick über den gewählten Ansatz.

Die politischen Gemeinden bilden von der Aufgabenstellung her betrachtet und im Hinblick auf die Vielfalt der Waldfunktionen und deren Schwerpunkte ein nahezu uneingeschränkt vergleichbares Kollektiv, gerade nachdem in beiden Ländern eine sehr große Zahl auswertbarer Antworten vorliegt.

Die Kleinprivatwaldbesitzer unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Größenstruktur. Da sich die Schweizer Stichprobe jedoch auf Landwirtschaftsbetriebe mit Wald beschränkt, und WILD-ECK und ZIMMERMANN (2005) eine starke Bindung des schweizer Privatwaldbesitzes an die Landwirtschaft belegen, gleicht dies die kleineren Eigentumsflächen tendenziell aus. Daher wird von ausreichenden Parallelen zu den Mitgliedern des Testbetriebsnetzes in BW und damit von einer weitreichenden Ähnlichkeit der Kollektive ausgegangen.

Größere Unterschiede sind beim dritten Vergleichspaar gegeben. Während sich der Großprivatwald in BW im Regelfall im Besitz eines oder weniger Eigentümer befindet, stellt der Wald der Bürgergemeinden kollektives Eigentum dar. Die Eigentümer und der Bewirtschaftende haben daher zunächst einen geringeren Anreiz, die Bewirtschaftung gewinnorientiert auszurichten. Den Bürgergemeinden fehlt jedoch die Möglichkeit, potenzielle Defizite aus dem Wald mit Hilfe des Steueraufkommens „querzufinanzieren“. Insofern muss die Bewirtschaftung stärker auf eine wirtschaftliche Tragfähigkeit ausgerichtet werden als bei politischen Gemeinden, was gleichermaßen für den Großprivatwald Baden-Württembergs gilt. Die Besitzgrößenstruktur lässt eine weitere betriebsbestimmende Parallelität erkennen. Aufgrund dieser Ähnlichkeiten wurde

Tab. 1

**Umfang staatlicher Fördermaßnahmen in BW und der CH<sup>5)</sup>.**  
**Amount of State-offered subsidies in Baden-Württemberg and Switzerland<sup>5)</sup>.**

Art der Förderung	Schweiz	Deutschland
Sturmholzförderung je m <sup>3</sup> Sturmholz	33 €	11 €
Verausgabte Darlehenssumme je m <sup>3</sup> Sturmholz	1 €	0,3 €
Fördergelder Summe je ha und Fm vor Sturm (BW 97-99, CH 99)	78,04 €/ha 17,55 €/Fm	39 €/ha 4,48 €/Fm
Anteil Fördergelder am Gesamtertrag Forstwirtschaft im Jahr 1999 (BW 97-99)	19,25 %	6 %

Tab. 2

**Hypothesenbildung auf versicherungs- und verhaltenstheoretischer  
sowie förderpolitischer und betriebswirtschaftlicher Grundlage.**  
**Deduction of hypotheses based on insurance and behavioural theory,  
State subsidy policy and the economical framework of forest enterprises.**

Theoretischer Rahmen	Quelle	Hypothesen
Waldbesitzer zeigen in der Tendenz ein Kostendeckerverhalten. Die Managementstrategie wird primär von Liquiditätsaspekten bestimmt und ist im Kleinprivatwald praktisch ausschließlich vom Roheinkommen (Bareinkommen) bestimmt.	Bergen et al. (2003), Brandl et al. (1999)	<b>H 1:</b> Versicherungsangebote, die eine Vermeidung von zusätzlichen Ausgaben bewirken, werden stärker nachgefragt als solche, die Vermögensschäden ausgleichen.
Das Interesse an Versicherungsleistungen ist weniger von der Höhe der schadensbedingt anfallenden Zusatzaufwendungen als von deren „Zusätzlichkeit“ abhängig.	Hartebrodt und Bitz (2007)	
Gemäß der „Prospect Theorie“ wird die Risikoaversion im Bereich negativer Ergebnisse durch Risikofreude ersetzt und es besteht eine Verlustaversion. Das Interesse an einer Versicherung wird dadurch reduziert.	Kahneman und Tversky (1979)	<b>H 2:</b> Das Interesse an einer Versicherung ist positiv mit dem Betriebsergebnis korreliert (beim Kleinprivatwald Roheinkommen).
Die Vermögenssphäre hat eine untergeordnete Bedeutung auf die Entscheidungsfindung. Entscheidungen werden primär im Hinblick auf die Betriebsergebnisse getroffen.	Rabin und Thaler, (2001); Thaler (1985)	
Aufgrund der Bezugspunktabhängigkeit werden Aufwendungen für Versicherungsprämien als zusätzliche Aufwendungen interpretiert, da bisher im Regelfall keine Versicherungen gegen Sturmschäden abgeschlossen sind.	Samuelson und Zeckhauser (1988), Johnson et al. (1993)	<b>H 3:</b> Bestehende Selbstversicherungsmodelle im kommunalen Bereich verhindern ein Interesse an externen Versicherungslösungen.
Das eigene Risiko wird in der Tendenz systematisch unterschätzt, obwohl keine rationalen Gründe dafür bestehen.	Weinstein (1989)	<b>H 4:</b> Bisherige Sturmbetroffenheit und Erwartung von künftigen Sturmschäden beeinflussen das Interesse an einer Versicherung nicht.
Die wirtschaftliche Bedeutung des Waldes ist mit der Größe korreliert. Erst bei einer größeren Waldfläche können Stürme Einkommenseffekte auslösen. Sturmschäden stellen damit nur für einen Teil der Waldbesitzer ein relevantes Risiko dar.	Brandl und Nain (2000), Hartebrodt (2004), Holthausen und Baur (2004)	<b>H 5:</b> Das Interesse an einer Versicherung ist positiv mit der wirtschaftlichen Bedeutung der Waldwirtschaft korreliert.
Die Waldbesitzer können von einer vergleichsweise stabilen Förderlandschaft ausgehen. Die Neigung der Politik, die bisherige reaktive Katastrophenmanagementstrategie aufzugeben, ist gering (Samariter-Dilemma).	Kurki (1991), Buchanan (1975), Coate (1995), Thormählen (1987), Holthausen und Baur (2004)	<b>H 6:</b> Je höher das Niveau der bisher erhaltenen Sturmschadensförderung ist, desto geringer wird das Interesse an einer Versicherung von Sturmschäden oder werden andere Risikomanagementstrategien genutzt.

dieses Vergleichspaar trotz unterschiedlich ausgeprägter Anreizstrukturen begleitend in die Untersuchung integriert. Wie nachfolgend dargestellt wird, rechtfertigen wesentliche Ergebnisse der Untersuchung diese Vorgehensweise.

### 5.3 Durchführung der Befragung

In der CH wurde die Befragung als reine Fragebogenaktion durchgeführt. In BW wurden die Kommunal- und Privatwaldbesitzer (> 200 ha) mittels Fragebogen, die Mitglieder des Testbetriebsnetzes Kleinprivatwald mündlich beziehungsweise telefonisch befragt, wobei allen Befragten der zugrundeliegende Fragebogen vorab übersandt worden war. In beiden Ländern wurden in den einzelnen Waldbesitzkategorien identische Fragebögen verwendet. Eine Modifikation fand nur insofern statt, als terminologische

Anpassungen (Währung, Maßeinheiten, Verwaltungseinheiten, forstlicher Sprachgebrauch) vorgenommen wurden.

Die Rücklaufquoten erreichten in beiden Ländern ein vergleichbares Niveau zwischen 42 und 51%; im Rahmen der mündlichen/telefonischen Befragung der Kleinprivatwaldbesitzer wurde verfahrensbedingt mit 75% ein höherer Rücklauf erreicht.

### 5.4 Statistische Aufarbeitung der Daten

Die Signifikanz der Unterschiede wurde unter Verwendung des U-Tests berechnet, der auch für kleinere Stichproben zuverlässige Ergebnisse liefert. Im Hinblick auf das hohe allgemeine Signifikanzniveau der Ergebnisse wird auf eine Erörterung unterschiedlicher Signifikanzniveaus im Allgemeinen verzichtet. Die Abbil-

Tab. 3

**Waldverhältnisse in den Regionen, Bildung und Kurzcharakterisierung von Vergleichskollektiven.**  
**Forest key indicators of the individual regions, formation and short description**  
**of the comparison collectives.**

		KPW BW	KPW CH	KOM BW	KOM CH	GPW BW	BUR CH
< 1 ha	%		23				
1 - 2 ha	%		25				
2 - 5 ha	%	96	37				
> 5 ha (CH)	%		15	42	83	41	61
5 - 200 ha (BW)		4					
200 - 500 ha	%						
500 bis 1000 ha	%			34	5	15	19
> 1000 ha (BW)	%			24	12	44	20
Waldfläche bei Landwirten	%	76	34				
Stichprobengröße	N	117	300	262	76	34	60
Durchschnittsgröße	ha	29	4	880	278	1666	646
Charakterisierung Kollektive (Angaben s.u)		1	2	3	4	5	6

1 Teilnehmer Testbetriebsnetz 5–200 ha

2 Landwirtschaftliche Betriebe mit Wald

3 Politische Gemeinden mit Steuerhoheit, Vollerhebung aller Betriebe > 200 ha

4 Politische Gemeinden mit Steuerhoheit

5 Erwerbswirtschaftlich orientierter Privatwald

6 Gemeinden ohne Steuerhoheit, mit höherem erwerbswirtschaftlichem Interesse (Verlustvermeidung)

dungen enthalten jedoch Darstellungen des jeweils erreichten Signifikanzniveaus<sup>6)</sup>.

## 6. ERGEBNISSE

### 6.1 Durchforstungshäufigkeit

Es lassen sich gravierende Unterschiede in der Durchforstungshäufigkeit ausmachen. Die Unterschiede zwischen BW und der CH sind dabei deutlich stärker ausgeprägt als die Unterschiede zwischen den Besitzarten in den Untersuchungsgebieten (Abb. 2).

Während der Anteil von Betrieben, die regelmäßig durchforsten, in der CH in keiner Besitzart 60% nennenswert überschreitet, erreicht selbst der Kleinprivatwald in BW ein Niveau von mehr als 80%. Eine Analyse der Frage nach der Häufigkeit der Holznutzung zu Verkaufszwecken führt zu weitgehend deckungsgleichen Ergebnissen<sup>7)</sup>. Es zeigt sich auch, dass die Unterschiede zwischen den Waldbesitzarten in BW generell geringer ausgeprägt sind als in der CH. Nachdem die Durchforstung als eines der wichtigsten Elemente der Prävention gesehen wird (BECQUEY und RIOU-NIVERT, 1987; KOHNLE et al., 2003), kann gefolgert werden, dass hinsichtlich der Sturmdisposition in der CH in der Tendenz eine ungünstigere Ausgangssituation gegeben ist als in BW.

### 6.2 Erwartetes Betriebsergebnis

Die Einschätzung der Befragten in Bezug auf das Betriebsergebnis der nächsten fünf Jahre zeigt enorme Unterschiede sowohl zwischen den betrachteten Regionen als auch zwischen den Besitzarten. Während in baden-württembergischen Privatwäldern (Groß- und Kleinprivatwald) zwei Drittel der Befragten von positiven und immerhin nahezu 90% von zumindest ausgeglichenen Betriebsergebnissen ausgehen, liegt das Vergleichsniveau in der CH etwa bei 5% (positiv) und nur knapp 40% (ausgeglichenes Ergebnis). Zwar bewerten auch die Kommunen in BW die Lage signifikant besser als die direkt vergleichbaren politischen Gemeinden in der CH,

jedoch fällt der Unterschied hier deutlich geringer aus als bei den anderen Waldbesitzarten (Abb. 3).

### 6.3 Die Bedeutung von Wald als Einkommensquelle

Die Auswertung der wirtschaftlichen Bedeutung weist im Vergleich zu den bisher vorgestellten Ergebnissen ein heterogeneres Bild auf (Abb. 4). Die wirtschaftliche Bedeutung des Waldes in BW wird in jeder Besitzart höher eingestuft als in der CH. Zusätzlich zeigen sich auch im Vergleich der Besitzarten deutliche Unterschiede.

Die stärksten Gegensätze bestehen im Kleinprivatwald. In BW weisen 80% der Befragten dem Wald eine mindestens „eher wichtige Rolle“ zu. Der Vergleichswert in der CH liegt bei 20%. Dabei muss allerdings die unterschiedliche Besitzgrößenstruktur Berücksichtigung finden. Nachdem in BW Betriebe unter 5 ha nicht in die Untersuchung einbezogen wurden, muss der Wert zwar zwangsläufig höher liegen, im Hinblick auf die Dimension des Unterschiedes scheint eine gesicherte qualitative Aussage jedoch in jedem Fall möglich.

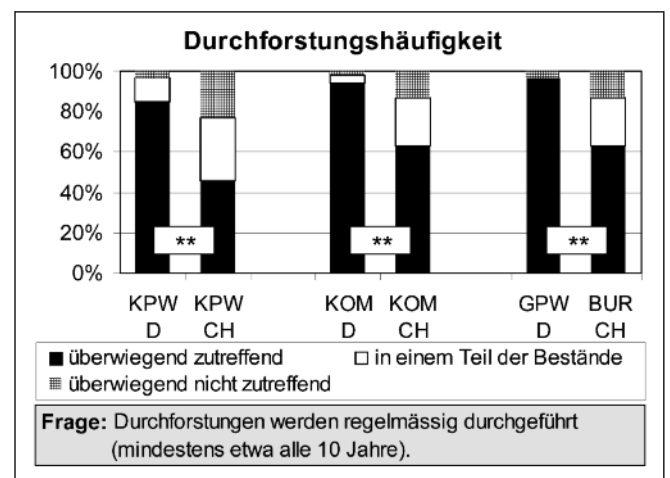


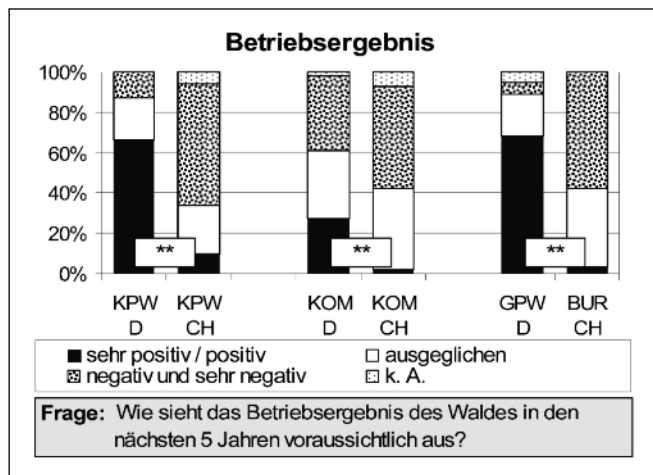
Abb. 2

Durchforstungshäufigkeit in den unterschiedlichen Waldbesitzarten.  
 Frequency of thinning operations in different ownership classes.

<sup>6)</sup> / nicht signifikant  $p > 0,1$   
 (\*) schwach signifikant  $0,1 > p > 0,05$   
 \* signifikant  $0,05 > p > 0,001$   
 \*\* hoch signifikant  $p < 0,001$

<sup>7)</sup> Vergleiche HOLTHAUSEN und BAUR (2003) und HARTEBRODT und BITZ (2007).





Erwartetes Betriebsergebnis in unterschiedlichen Waldbesitzarten.  
Expected operating result in different ownership classes.

Die politischen Gemeinden weisen im Ländervergleich auch hinsichtlich dieser Fragestellung die geringste Variabilität auf, wobei in der CH die Zahl der Nennungen in den Kategorien „wichtig“ und „eher wichtig“ trotzdem nur die Hälfte des Wertes in BW erreicht.

Herausstechend ist die hohe wirtschaftliche Bedeutung des Waldes im Großprivatwald BWs. Aber auch dessen schweizer Vergleichskollektiv, die Bürgergemeinden, heben sich mit je etwa einem Drittel an Nennungen in den Kategorien „wichtig“ und „eher wichtig“ relevant von den anderen Waldbesitzergruppierungen, auch von den politischen Gemeinden in der CH ab. Ein orientierender Vergleich mit dem in der Besitzgröße vergleichbaren Großprivatwald in BW scheint daher in der Tat zulässig zu sein.

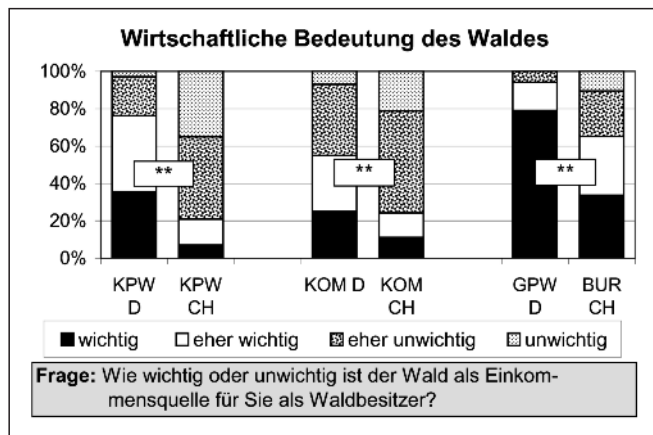


Abb. 4  
Wirtschaftliche Bedeutung des Waldes in den Besitzarten.  
Economic importance of forests in different ownership classes.



Eine Auswertung von Sturmbetroffenheit und der Einschätzung der künftigen Sturmwahrscheinlichkeit ergibt ein etwas einheitlicheres Bild, obwohl die Unterschiede im Kommunalwald und im Kleinprivatwald immer noch signifikant sind. In BW waren in allen Waldbesitzarten ca. 90 % aller Waldbesitzer von mindestens einem Sturmereignis betroffen. In der CH liegt dieser Wert 10 bis 20 Prozentpunkte niedriger, erreicht aber mit Werten zwischen 67 und 78 % ebenfalls ein recht hohes und einheitliches Niveau. Die Erwartungswerte – gefragt wurde, ob in den nächsten 20 Jahren wieder ein Sturmereignis erwartet wird – liegen im Regelfall niedriger. Besonders ausgeprägt scheint das „Prinzip Hoffnung“ dabei im Kleinprivatwald und bei den politischen Gemeinden der CH zu sein. Die Bürgergemeinden und der Großprivatwald in BW weisen das höchste Risikobewusstsein auf (Abb. 5).

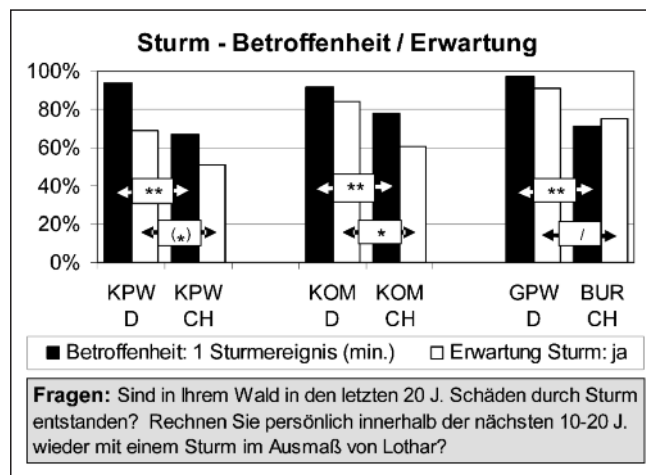


Abb. 5  
Sturmbetroffenheit und Erwartung.  
Former storm-concernment and expectation of future storm events.

## 6.5 Risikomanagement

Ausgeprägte Unterschiede zeigen sich, wenn man betrachtet, inwieweit bereits heute Strategien der Risikohandhabung angewendet werden<sup>8)</sup>. Insgesamt lässt sich festhalten, dass der Unterschied zwischen den Regionen, praktisch unabhängig von der Art der Strategie, eindeutig zugunsten der baden-württembergischen Waldbesitzer ausfällt. Eine Ausnahme bildet lediglich die Nutzung von Versicherungsangeboten, die in beiden Ländern keine relevante Bedeutung erreicht hat. Der Unterschied fällt bei den Bürgergemeinden besonders gravierend aus. Der Kommunalwald weist in beiden Regionen generell das niedrigste „Vorsorgenniveau“ auf. Der Großprivatwald in BW lässt das mit Abstand aktivste Verhalten in Sachen Risikohandhabung erkennen. Der Kleinprivatwald nimmt

<sup>8)</sup> HOLTHAUSEN und BAUR (2003) geben eine Beschreibung der angewendeten Massnahmen der Risikohandhabung.

Tab. 4  
**Angewandte Strategien der Risikohandhabung.**  
**Applied risk management strategies.**

	KPW BW	KPW CH		KOM BW	KOM CH		GPW BW	BUR CH	
					[%]				
Rücklagen	23	4	**	3	7	/	41	16	*
Versicherung	1	1	(*)	13	4	*	6	7	/
Diversifizierung	46	11	**	6	2	(*)	45	28	(*)
Sonstiges	38	8	(*)	19	5	/	50	29	/

eine intermediäre Stellung zwischen Kommunen und Großprivatwald ein. Die Einzelstrategien werden dabei sehr unterschiedlich genutzt. Insbesondere die Diversifikationsstrategie ist in BW wesentlich populärer als in der CH. Rücklagenbildung und sonstige Strategien lassen geringere Differenzen erkennen, wenn auch das Gefälle BW/CH erhalten bleibt (Tab. 4).

## 6.6 Einstellung zu Versicherungslösungen

Die Waldbesitzer und/oder Bewirtschafter wurden danach gefragt, ob sie bereits einmal an eine Versicherung als Möglichkeit der Risikohandhabung gedacht hätten und ob sie an einer Versicherung grundsätzlich interessiert seien. Als gesichert kann man zunächst wieder einen ausgeprägten Niveauunterschied zwischen beiden Ländern konstatieren. Beide Fragestellungen zeigen auf, dass eine Versicherung in BW deutlich häufiger in Betracht gezogen wurde, bzw. dass diese Möglichkeit auf ein größeres Interesse stößt. Lediglich die Bürgergemeinden in der CH unterscheiden sich hinsichtlich des Interesses geringfügiger vom Vergleichskollektiv in Baden-Württemberg. Generell zeigen sich der Privatwald in BW und die Bürgergemeinden in der CH am interessiertesten. Ein Vergleich der Frage, inwieweit grundsätzlich über Versicherungslösungen nachgedacht wurde und inwieweit hieraus ein Grundsatzinteresse im einzelnen Kollektiv abgeleitet wurde, führt in fünf der sechs Waldbesitzerkollektive zu ähnlichen Differenzen. Bei den baden-württembergischen Besitzern größerer Privatwälder wird im Unterschied dazu deutlich, dass einerseits mehr als zwei Drittel die Möglichkeit einer Versicherung ins Kalkül gezogen haben, aber nur etwa die Hälfte dieser Gruppe ein grundsätzliches Interesse hat. Hier hat offensichtlich eine kritische Auseinandersetzung stattgefunden, die in der Hälfte der Fälle eine Ablehnung einer Versicherungslösung ausgelöst hat. Diese am stärksten erwerbswirtschaft-

lich orientierte Gruppe sieht derzeit offensichtlich nur zum Teil einen potenziellen monetären Nutzen, der sich aus Versicherungen ergeben könnte (Abb. 6).

## 6.7 Versicherungsleistungen

Hinsichtlich des Interesses an unterschiedlichen Versicherungsleistungen ergibt sich ein uneinheitliches Bild dahingehend, dass regionenspezifische Unterschiede zumindest teilweise hinter Unterschieden zwischen den Besitzarten zurücktreten. Eine Versicherung, die Aufarbeitungs- und Rückekosten beinhaltet, stößt in der CH unabhängig von der Waldbesitzart auf deutlich mehr Interesse (Tab. 5). In BW bewerten insgesamt eher weniger als die Hälfte der Befragten diese Versicherung als interessant, während in der CH mindestens drei Viertel der Befragten ein positives Votum abgeben. Die konkreten Erfahrungen mit der Nasslagerung äußern sich in der Bewertung einer diesbezüglichen Versicherung. Kommunalwald und der Kleinprivatwald, die in BW durchaus relevante Holz-mengen eingelagert hatten, liegen im Niveau erkennbar über den schweizer Vergleichskollektiven. Der Komplex der Wiederbewaldung wird besitzarten- und regionenübergreifend generell für wichtig gehalten (Zustimmung zwischen 60% und 80%). Eine Versicherung der Jungbestandspflegekosten wird nur von den schweizerischen Bürgergemeinden für besonders wichtig empfunden. Eine Absicherung der Kosten für Wegeinstandsetzung zeigt eine stärker besitzartenspezifische Komponente, während der Ländervergleich keine signifikanten Unterschiede erkennen lässt. Das Interesse im Kleinprivatwald ist in beiden Ländern deutlich geringer als in den anderen Waldbesitzarten. Insgesamt erreicht aber auch dieser Aspekt im Durchschnitt ein relevantes Interesse. Betrachtet man die Einstellung gegenüber einer Absicherung des Wertverlustes von Sturmholz, prägt sich ein deutlicher Bewertungsunterschied zwischen öffentlichen und privaten Waldbesitzern aus. Das Interesse ist bei den politischen Kommunen geringer als bei den Betrieben privater oder kollektiver Eigentumsform. Auch hier ergeben sich keine signifikanten länderspezifischen Unterschiede.

## 6.8 Zahlungsbereitschaft

Die Zahlungsbereitschaft entscheidet schlussendlich darüber, ob ein Versicherungsmodell in der Praxis eingeführt werden kann. Am Beispiel der Zahlungsbereitschaft, die einer reinen Sturmversicherung entgegengebracht wird, lassen sich wiederum aufschlussreiche besitzarten- und länderspezifische Unterschiede aufzeigen.

Betrachtet man den Kleinprivatwald wird augenscheinlich, dass in dieser Besitzart in BW eine vergleichsweise hohe Zahlungsbereitschaft besteht, die sich weitgehend proportional über den gesamten Bereich von (über) 14 bis 0 €/ha erstreckt. Bei immerhin 75% des Kollektivs ist damit eine grundsätzliche Zahlungsbereitschaft gegeben. In der CH gilt dies nur für knapp über 30% der Befragten. Hier werden in den einzelnen Klassen im Regelfall nur etwa 40% des Wertes in BW erreicht. Wie bereits bei einigen anderen Auswertungen zeigt sich bei den Kommunen im Ländervergleich wiederum ein ähnliches Antwortverhalten. In beiden Län-

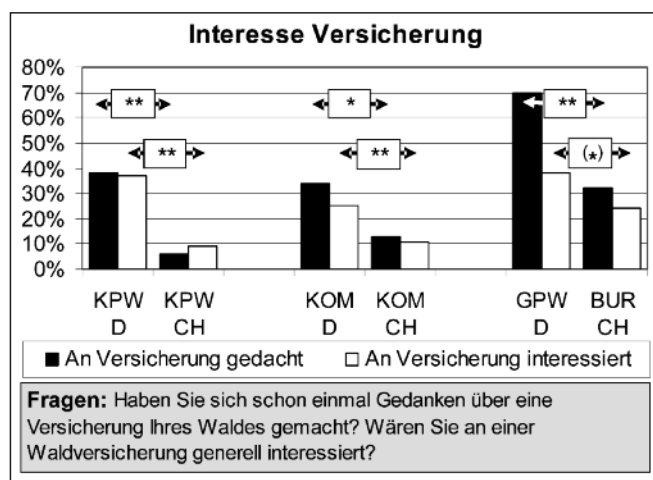


Abb. 6

Versicherung in der Wahrnehmung der Waldbesitzer.  
Attitude of forest owners towards insurance solutions.

Tab. 5

## Interesse an unterschiedlichen Versicherungsangeboten.

### Interest in various types of insurances.

	KPW BW	KPW CH		KOM BW	KOM CH		GPW BW	BUR CH	
Aufarbeitung	51	78	*	44	76	*	39	80	*
Lagerung	57	35	*	68	38	*	52	52	/
Wiederbewaldung	80	71	/	79	58	/	61	72	/
Jungbestandspflege	55	50	*	48	53	**	39	76	*
Wege	62	55	/	71	71	/	81	73	/
Wertverlust	83	76	/	69	57	/	95	80	/

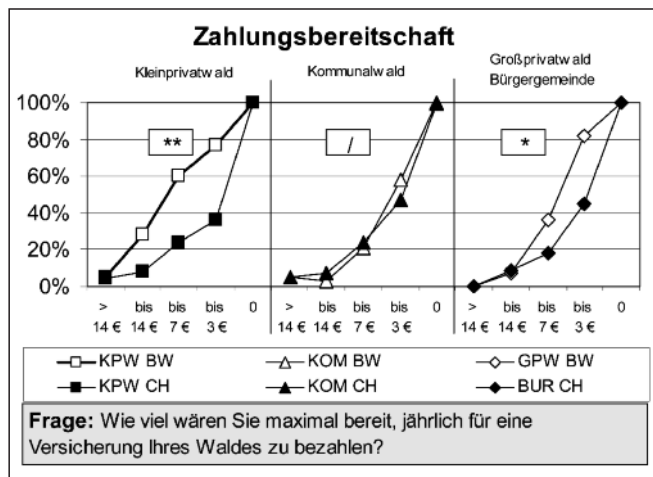


Abb. 7  
Zahlungsbereitschaft<sup>9)</sup>.  
Willingness to pay<sup>9)</sup>.

dem ist die Zahlungsbereitschaft gering. Eine Analyse von Großprivatwald und Bürgergemeinde fördert wieder eine höhere Zahlungsbereitschaft in BW zu Tage. Auch der Ländervergleich insgesamt fällt eindeutig aus. In der CH zeigen alle Waldbesitzarten eine nahezu einheitlich niedrige Zahlungsbereitschaft. Bei mindestens gleichem, im Normalfall aber deutlich höherem Niveau bilden sich im Unterschied dazu in BW markante besitzartenbezogene Unterschiede aus, wobei sich ein deutliches Gefälle vom Klein- über Großprivatwald bis zu den Kommunen bildet (Abb. 7).

## 7. DISKUSSION

### 7.1 Forstpolitische und betriebswirtschaftliche Rahmenbedingungen

An erster Stelle kann zweifelsfrei festgehalten werden, dass die Wahrnehmung von Wald und der Umgang mit Risiko sehr stark von den Rahmenbedingungen geprägt werden. Sowohl der Länder- als auch der Besitzartenvergleich zeigen auf, dass trotz unmittelbarer geografischer Nachbarschaft und zumindest teilweise gegebener natürlicher Ähnlichkeit sehr deutliche Unterschiede bestehen. Wie aus der Darstellung des betriebswirtschaftlichen und forstpolitischen Status hervorgeht, werden hinsichtlich dieser Faktoren zwei Regionen mit höchst unterschiedlicher Ausgangsbasis verglichen. Während man für die CH aktuell feststellen muss, dass die Mehrzahl der Forstbetriebe von staatlichen Transferzahlungen abhängig, bzw. nicht in der Lage ist, ohne Substanzeingriffe zu überleben, gelingt dies der Mehrzahl der baden-württembergischen Betriebe nach wie vor. Diese Selbsteinschätzung der Betriebe hinsichtlich der wirtschaftlichen Entwicklung lässt einen Zusammenhang mit den Betriebsergebnissen der letzten Jahre erkennen. Während in der CH nur noch ein Bruchteil der Waldbesitzer von positiven Betriebsergebnissen ausgeht und auch nur ca. 40 % der Betriebe ein zumindest ausgeglichenes Ergebnis erwarten, glauben in BW mindestens 60 % der Betriebe, im Privatwald sogar um 90 % der Betriebe, ein mindestens ausgeglichenes Betriebsergebnis erreichen zu können. Im Privatwald BWs erwarten, unabhängig von der Betriebsgröße, sogar etwa zwei Drittel nach wie vor positive Ergebnisse.

Die Analyse der Pflegeintensitäten (im Sinne der Durchforstungshäufigkeit) lässt sich dabei mühelos in diesen Kontext einord-

nen. Während in BW beim Waldbesitz über 5 ha noch ein breiter Konsens hinsichtlich der Aufrechterhaltung einer kontinuierlichen (und auch mit positivem Deckungsbeitrag versehenen) Pflege besteht, deutet sich in der CH eine gewisse Resignation an. Die flächige Pflege des Waldes wird hier nur noch auf 60 % der Fläche aufrechterhalten. Begreift man eine kontinuierliche Bestandespflege als relevanten Beitrag zur Risikoprävention (BECQUEY und RIOU-NIVERT, 1987; KOHNLE et al., 2003) so droht hier eine negative Rückkopplung. Schlechte Betriebsergebnisse reduzieren das Interesse am Wald und in der Folge an der Waldpflege und erhöhen damit die Disposition für künftige Schäden mit erwartbaren negativen Folgen für das Betriebsergebnis.

### 7.2 Triebfedern des Interesses an verschiedenen Versicherungsangeboten

Die Hypothese **H1**, dass Angebote, die zusätzliche Kosten abdecken, präferiert werden, kann zumindest qualitativ bestätigt werden. In BW, wo auch die sturmbedingt reduzierten Holzerlöse immer noch ausgereicht haben, einen positiven DB I zu erreichen, ist das Interesse an einer Versicherung der Aufarbeitungs- und Rückkosten deutlich geringer als in der CH, wo sturmbedingt reduzierte Holzerlöse in vielen Fällen nicht mehr ausreichen, um die Aufwendungen für die Holzernte zu begleichen. Wo bereits kostenträchtige Erfahrungen mit zusätzlichen Aufwendungen der Nasslagerung gemacht wurden, steigt das Interesse an einer Versicherung merklich an (Kommunalwald BW, in gewissem Umfang Kleinprivatwald BW). In die gleiche Richtung tendiert die Feststellung, dass Versicherungsangebote, die auf später anfallende Zusatzaufwendungen zielen, generell höhere Aufmerksamkeit erhalten. Die Jungbestandspflege, die nur bei den schweizer Bürgergemeinden auf großes Interesse stößt, nimmt hier eine Sonderstellung ein. Sie wird, da diese Aufwendungen, im Gegensatz zur Wiederinstandsetzung der Wege und der Wiederaufforstung, mit deutlichem Zeitverzug anfallen, möglicherweise weniger stark mit dem Sturmereignis in Beziehung gesetzt. HARTEBRODT und BITZ (2007), führen vertiefend aus, dass für das Interesse an bestimmten Versicherungsangeboten die Frage der Zusätzlichkeit der schadensbedingten Kosten weit relevanter erscheint als der erwartbare Umfang dieser Kosten.

Auch das im erwerbswirtschaftlich orientierten Privatwald unisono hohe Interesse an einer Absicherung des sturmbedingten Wertverlustes lässt sich zumindest teilweise unter das Dach der Hypothese **H1** einordnen. Die Waldbesitzer stufen diesen Wertverlust möglicherweise als Ursache für entgangene Liquidität ein, die vielfach nicht zur Abdeckung von Betriebskosten zur Verfügung steht und insofern einen Eingriff in Rücklagen erforderlich macht. Sie favorisieren dieses Versicherungsangebot deutlich.

### 7.3 Risikomanagement in verschiedenen Waldbesitzkategorien

Der Ländervergleich, aber auch der Vergleich der Besitzarten in BW zeigen hinsichtlich der Frage nach bereits angewandten Strategien der Risikohandhabung gravierende Unterschiede auf. Während die baden-württembergischen Waldbesitzer verschiedene Strategien anwenden, um Vorsorge für die negativen Sturmfolgen zu treffen, ist dies in der Schweiz offenbar deutlich weniger der Fall. Nachdem dies sowohl mit dem allgemein unterschiedlichen länderspezifischen Niveau der Betriebsergebnisse als auch im Besitzartenvergleich (insbesondere BW) im Einklang steht, kann die Hypothese **H2**, dass das Interesse an einer Versicherung bzw. anderen risikominimierenden Strategien bei positiven Betriebsergebnissen steigt, uneingeschränkt bejaht werden. Das gleichgerichtete Votum der Kommunalbetriebe (hier erzielen auch die Betriebe in BW in der Tendenz schlechtere/negative Betriebsergebnisse) stützt die Hypothese **H2** zusätzlich.

<sup>9)</sup> Dargestellt wird eine Summenkurve, die die Zahlungsbereitschaft von einem Maximalwert, der in allen Waldbesitzarten 14 €/ha nur in wenigen Ausnahmen überschreitet, bis zur Zahlungsbereitschaft „0“ aufzeigt.



#### 7.4 Zur Rolle der Eigenversicherung

Im Bereich der Kommunen verbindet sich dies sicherlich mit dem in beiden Ländern möglichen und häufig angewendeten Modell der Eigenversicherung. Im Regelfall übernehmen Kommunen sowohl die Abgeltung von Schadensersatzforderungen als auch den Ausgleich von Sachschäden am eigenen Vermögen aus dem Gemeindebudget. Damit sind Versicherungslösungen im Kommunalwald unüblich. Die Prämienzahlungen würden als neue Betriebsaufwendungen in den kommunalen Haushalten erscheinen, während die Abgeltung von Schäden aus dem Haushalt bereits heute etatisiert ist. Das gleichgerichtete Antwortverhalten der politischen Gemeinden, stützt damit Hypothese **H3**, dass praktizierte Modelle der Eigenversicherung ein relevantes Interesse der Kommunen verhindern.

#### 7.5 Einschätzung des künftigen Sturmrisikos

Zwar ist die Erwartung künftiger Sturmereignisse mit der bisherigen Betroffenheit positiv korreliert, trotzdem liegt die Zahl derer, die erwarten, künftig erneut von einem Sturm betroffen zu werden, unter der Zahl der bereits ein- bzw. mehrfach Betroffenen. Dies steht in erkennbarem Widerspruch zur herrschenden Expertenmeinung, die eine Zunahme der Häufigkeit von Sturmereignissen erwarten lässt. Weder aus den Unterschieden in der Baumartenzusammensetzung, noch einer sehr differenzierten Pflegeintensität lässt sich eine Beziehung zwischen Disposition und Risikowahrnehmung herleiten. Die Unterschiede hinsichtlich Sturmbetroffenheit und Sturmerwartung sind im Ländervergleich zwar z.T. signifikant und korrespondieren mit dem Interesse an einer Versicherung. Zu berücksichtigen ist hier jedoch das hohe absolute Niveau von Betroffenheit und Sturmerwartung in beiden Ländern. Aufgrund der gegebenen positiven Korrelation kann Hypothese **H4**, dass das Interesse an Versicherungen von Betroffenheit und Erwartung nicht relevant beeinflusst wird, damit nur bedingt bestätigt werden. Die Unterschätzung des individuellen Risikos manifestiert sich jedoch beim Vergleich von zurückliegender Betroffenheit und künftiger Erwartung.

#### 7.6 Wirtschaftliche Bedeutung des Waldes als Haupterklärungsgröße

Die Hypothese **H5**, die einen Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Bedeutung der Forstwirtschaft und der Bewertung von Versicherungslösungen postuliert, konnte untermauert werden. In allen Vergleichskollektiven sind wirtschaftliche Bedeutung und Interesse an Versicherungen positiv korreliert. Die politischen Gemeinden zeigen länderübergreifend bei wirtschaftlicher Bedeutung und Interesse an Versicherungen ein geringes Niveau.

#### 7.7 Zur Rolle der Sturmschadensförderung

Bei den gegebenen großen Unterschieden im Niveau der Förderung in der Schweiz und in Deutschland liegt ein Einfluss dieser Komponente nahe. Nachdem sich der Unterschied im Interesse an Versicherungen zusätzlich in einer Fülle weiterer Fragestellungen (hier nicht dargestellt) manifestiert, kann der Zusammenhang von Förderhöhe und legislativer Absicherung und dem Interesse an Versicherungslösungen und dem Umgang mit dem Sturmrisiko bestätigt werden. In der CH hat dies sogar dazu geführt, dass selbst mögliche innerbetriebliche Strategien nur gering entwickelt sind. Damit kann auch die aus den fördertheoretischen Rahmenbedingungen heraus entwickelte Hypothese **H6**, dass ein hohes Niveau bisheriger Förderung das Interesse nach Versicherungslösungen senkt, bestätigt werden.

#### 7.8 Folgerungen für Versicherungswirtschaft und Politik

Aus dem unterschiedlichen Interesse an verschiedenen Versicherungsangeboten und der Zahlungsbereitschaft heraus kann klar

gefolgert werden, dass eine umfassende und dann notgedrungen teure Versicherung kaum auf Interessenten stoßen wird. Angebote nach dem Baukasten-Prinzip („self selection“) lassen ein deutlich höheres Interesse erwarten. Gleichmaßen eröffnet dieses Prinzip eine Möglichkeit, die Prämienhöhe zu begrenzen. Aufgrund der Zahlungsbereitschaft, diese ist wiederum mit großer Wahrscheinlichkeit stark von der ökonomischen Leistbarkeit beeinflusst, wird die Prämienhöhe ein wesentliches Entscheidungskriterium für die Waldbesitzer darstellen. Die Aussagen von VOLKEN (2003) können damit auf breiter empirischer Basis abgestützt werden.

Potenzielle Kosten sturmbezogener Mehraufwendungen müssen daher (ggf. besitzartenspezifisch) untersucht werden, um damit die wesentliche Voraussetzung zur Entwicklung von entsprechenden Versicherungsmodulen zu schaffen.

Eine Einführung und Vermarktung etwaiger Angebote muss eher in Zeiten einer stabilen wirtschaftlichen Situation (in der Tendenz nur bei positiven Betriebsergebnissen) vorgenommen werden, da die als Zusatzkosten empfundenen Prämien nur dann aus dem Betriebsgewinn abgedeckt werden können. Die Voraussetzungen in der CH sind derzeit damit deutlich ungünstiger einzustufen als in BW. Auch die geringere Risikoaversion (bis hin zur Risikofreude) in Zeiten negativer Betriebsergebnisse begründet dieses Vorgehen. Nachdem ein positiver Zusammenhang zwischen Sturmbetroffenheit und Erwartung und Einstellung zu Versicherungslösungen nur teilweise erkennbar ist, kann erwartet werden, dass eine konkrete Sturmerfahrung in ihrer Wirkung weit hinter die geschilderten betriebswirtschaftlichen Faktoren tritt.

Es muss davon ausgegangen werden, dass seitens der Kommunen bedeutend weniger Interesse generiert werden kann, als im Bereich der privaten Waldbesitzer. Neben den oben diskutierten Hinderungsgründen (Betriebsergebnis, Erwartung staatlicher Fördergelder) wird in dieser Waldbesitzerkategorie die breit praktizierte Selbstversicherungslösung als relevanter Hinderungsgrund spürbar. Je geringer der Anteil der Forstwirtschaft am Gesamthaushalt, desto weniger wirken sich Zusatzaufwendungen als gefährdend auf das Gesamtbudget aus. Insofern müsste sich ein Angebot für den Kommunalwald, wenn überhaupt, speziell auf die Situation kleinerer, walddreicher Kommunen mit relevanten Anteilen des Forstbudgets am Gesamthaushalt konzentrieren, die keine oder nur eingeschränkte Möglichkeiten haben, Selbstversicherungsmodelle zu praktizieren.

Nachdem aus dem Ländervergleich abgeleitet werden darf, dass die Höhe der erhaltenen Förderung und die betriebswirtschaftliche Situation das Interesse an Versicherungslösungen massiv beeinflussen, wäre ein klares – aber eher unwahrscheinliches – Bekenntnis der Politik erforderlich, dass ein Systemwechsel von einer reaktiven Bereitstellung von Fördermitteln im Schadensfall zu einer proaktiven Unterstützung von Versicherungsleistungen verbindlich angestrebt wird. Als Modell käme hier eine Basisabsicherung durch Versicherung in Frage, die ihrerseits zur Voraussetzung für zusätzliche staatliche Leistungen im Katastrophenfall gemacht werden könnte.

#### 8. ZUSAMMENFASSUNG

Sturmereignisse verursachen regelmäßig eine zusätzliche Verschärfung der betriebswirtschaftlich ohnehin schwierigen Situation der Forstbetriebe. Seit einigen Jahren werden verschiedentlich Überlegungen angestellt, ob und inwieweit Versicherungslösungen geeignet sind, die ökonomischen Folgen solcher Katastrophen zu reduzieren. Im vorliegenden Beitrag wird dieser Frage im Rahmen eines kombinierten Länder- und Besitzartenvergleiches nachgegangen. Hierzu werden zunächst aus der Versicherungs- und Verhaltenstheorie zum einen und aus den förderpolitischen sowie betriebswirtschaftlichen Rahmenbedingungen zum anderen 6



Hypothesen abgeleitet. Diese werden anhand einer in der Schweiz und in Baden-Württemberg gleichermaßen durchgeführten Befragung von privaten und kommunalen Waldbesitzern überprüft.

Es lässt sich zeigen, dass die Rahmenbedingungen, unter denen sich Forstwirtschaft in den beiden benachbarten Ländern abspielt, sich stark unterscheiden. Dies führt zu einer sehr differenzierten Einstellung gegenüber neuartigen Ansätzen im Risikomanagement. Generell stehen die baden-württembergischen Waldbesitzer Versicherungslösungen deutlich aufgeschlossener gegenüber als die Vergleichskollektive in der CH. Auch hinsichtlich des Niveaus bereits praktizierter Strategien zur Risikohandhabung nehmen die baden-württembergischen Waldbesitzer eine deutlich aktivere Rolle ein. Die Rolle des Betriebsergebnisses und die wirtschaftliche Bedeutung der Forstwirtschaft werden im Beitrag diskutiert. Es wird dargestellt, dass Liquiditätsaspekte bei der Nachfrage nach bestimmten Versicherungsangeboten eine besondere Rolle spielen. Staatliche Subventionen müssen als eine der zentralen Hinderungsgründe angesehen werden, die einer eigenständigen Vorsorge entgegenstehen. Abschließend werden Hinweise für die Versicherungswirtschaft und Forstpolitik gegeben.

## 9. Abstract

Title of the paper: *Insurance solutions as a part of risk management in forest enterprises.*

In times, when the economical viability of forest enterprises is crucial, severe storm events regularly cause a relevant decrease of the operating results. During the last years there is a discussion, whether insurance solutions are a feasible approach to mitigate these impacts. The authors discuss these questions on the base of a comparison between two different countries (Baden-Württemberg (Germany) and Switzerland) and three different ownership classes. Insurance and behavioural theory on the one hand, the economical situation and State subsidy policy on the other hand are used as a theoretical framework for a comparative survey.

Although the natural situation in these adjacent countries bears considerable resemblance, the political and economical framework shows relevant differences. This results in a distinct attitude towards new risk management strategies. It can be shown that the owners in Baden-Württemberg are significantly more interested in insurance solutions and risk management strategies than the owners in Switzerland. This includes the present use of different types of these strategies. The role of the operating results and liquidity aspects are discussed in the paper. Liquidity is one of the key factors that influence the demand for insurances. Former State subsidies and the present economic situation are identified as dominant impediments for a heavier use of self-dependent risk management strategies. Finally the article gives hints for insurance industry and forest policy.

## 10. Résumé

Titre de l'article: *Solutions apportées par les assurances en tant qu'éléments du management des risques dans les entreprises forestières.*

Comparaison suivant les régions et les types de propriété sur les bases relatives à la théorie de l'assurance et du comportement ainsi que celles concernant la politique des récoltes et la gestion économique des entreprises

Le tempêtes provoquent régulièrement une aggravation supplémentaire de la situation économique des entreprises forestières, qui peut devenir difficile. Depuis quelques années des discussions variées ont porté sur la question de savoir si – et dans quelle mesure – les solutions apportées par les assurances étaient capables de diminuer les conséquences économiques de telles catastrophes.

Dans la présente contribution cette question est abordée dans le cadre d'une comparaison combinant pays et types de propriété. Pour ce faire, on a tout d'abord émis 6 hypothèses en partant de la théorie de l'assurance et du comportement d'une part et des conditions concernant les exploitations et la gestion des entreprises d'autre part. Ces hypothèses ont été testées de la même manière en Suisse et au Baden-Württemberg en interrogeant des propriétaires des forêts, privés ou communes.

Il a pu être montré que les conditions selon lesquelles se développe l'économie forestière étaient fort dissemblables dans ces deux pays voisins. Cela conduit à des positions très différentes vis à vis des nouvelles propositions relatives au management des risques. D'une manière générale, les propriétaires forestiers du Baden-Württemberg sont beaucoup plus ouverts aux solutions apportées par l'assurance que leurs homologues suisses. De même, en ce qui concerne le niveau des stratégies déjà mises en œuvre pour gérer les risques les propriétaires forestiers du Bade-Wurtemberg jouent un rôle plus actif. Les effets des résultats obtenus par l'entreprise ainsi que du poids économique de la forêt ont été discutés dans cet article. Il a été établi que l'aspect «liquidité» jouait un rôle tout particulier lors de la recherche de propositions en vue d'une assurance. Les subventions de l'Etat doivent être regardées comme l'un des arrières-plans centraux qui s'opposent à ce que l'on cherche soi-même à se couvrir. Enfin quelques indications ont été données en vue d'une gestion plus sûre et sur la politique forestière.

J. M.

## 11. Danksagung

Die Autoren bedanken sich bei der Forstkammer Baden-Württemberg für die Unterstützung bei der Befragung der Vertreter des Großprivatwalds, sowie beim ehemaligen Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft (BUWAL) für die Finanzierung der Befragung in der Schweiz. Für wertvolle Anregungen sind wir Prof. GERHARD OESTEN und einem ungenannten Gutachter dankbar. Besonderer Dank gilt Herrn ROLAND BURRI, der die betriebswirtschaftlichen Vergleichszahlen aus der CH zur Verfügung gestellt hat.

## 12. Literatur

- BARON, U., T. FILLBRANDT, H. HARTEBRODT und W. HERCHER (2004): Testbetriebsnetze der Forstwirtschaft Baden-Württemberg – Betriebswirtschaftliche Ergebnisse der Waldbesitzarten im FWJ 2001 und 2002. In: Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, Bd. 55.
- BECCUEY, J. et P. RIOU-NIVERT (1987): L'existence de «zone de stabilité» des peuplements conséquences sur la gestion. In: Rev. For. Franc. 34, 323-334.
- BERGEN, V., W. LÖWENSTEIN und R. OLSCHESKI (2002): Forstökonomie – Volkswirtschaftliche Grundlagen, Vahlen, München, 469 S.
- BFS (2004): Rechnungen der öffentlichen Forstbetriebe 1975–2002. Vol. 2004: Bundesamt für Statistik (BFS).
- BFS/BUWAL (2003): Wald und Holz Jahrbuch 2003. Neuenburg: Bundesamt für Statistik/Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft.
- BMVEL (2005): Entwurf zu: Überlegungen zur Nationalen Strategie nach der ELER-Verordnung; Stand 27.07.05; unveröffentlichtes Diskussionspapier des Bundesministeriums für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft.
- BRANDL, H., W. HERCHER, E. LÖBELL, W. NAIN, T. OLISCHLÄGER und G. WICHT-LÜCKGE (1999): 20 Jahre Testbetriebsnetz Kleinprivatwald in Baden-Württemberg. Betriebswirtschaftliche Ergebnisse 1979 bis 1998. In: Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, Bd. 14. Eigenverlag FVA.
- BRANDL, H. und W. NAIN (2000): Kleinprivatwald nach dem Sturm 'Lothar'. In: AFZ-DerWald, Nr. 10/2000, Stuttgart.
- BUCHANAN, J. M. (1975): The Samaritan's Dilemma. In: E. S. PHLEPS (Hrsg.), Altruism, morality and economic theory. Russel Sage Foundation, New York: 71–85.
- BURRI, R. (2004): Waldwirtschaft im „Jahrhundertsommer“ 2003 – BAR Zahlen 2003. In: Wald und Holz 9/04: 34–36.
- COATE, S. (1995): Altruism, the Samaritan's Dilemma, and Government Transfer Policy. American Economic Review 85, 46–57.
- ELEMENTARSCHADENSFONDS (1992): Statuten des Schweizerischen Fonds für Hilfe bei nicht versicherbaren Elementarschäden, in der Fassung vom 13. November 1992 (Tag der Verfügung durch das Innenministerium).

- FILLBRANDT, T., W. HERCHER, C. HARTEBRODT und V. K. WEDEL (2006): Betriebswirtschaftliche Ergebnisse der Waldbesitzarten in den Forstwirtschaftsjahren 2003 und 2004. In: Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, 71. Wald – Besitz – Ökonomie 2006; Ergebnisse der Waldbesitzarten in den Forstwirtschaftsjahren 2003 und 2004 mit weiteren Beiträgen zum Sturmrisiko und dessen Bewältigung, Eigenverlag FVA: 87–113.
- HÄNSLI, C., A. KEEL, I. KISSLING-NÄF und W. ZIMMERMANN (2003): „Lothar“ Sturmschäden im Wald, 1999. Eine vergleichende Analyse der politischen Prozesse und der staatlichen Maßnahmen nach „Lothar“ und „Martin“ in der Schweiz, Deutschland und Frankreich – Synthesebericht. Umweltmaterialien Nr. 159, Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft, Bern. 93 S.
- HANWINKEL, M. (2004): Entscheidungen bei Waldbau und Risiko – Planung und Analyse komplexer betrieblicher Probleme, Habilitationsschrift, Schriften aus dem Institut für Forstökonomie der Universität Freiburg, Bd. 22, Verlag Kessel, Remagen-Oberwinter.
- HARTEBRODT, C. (2004a): 'The impact of storm damage on small-scale forest enterprises in the southwest of Germany', Small-scale Forest Economics, Management and Policy 3 (2): 203–222.
- HARTEBRODT, C. (2004b): Situation im Bauernwald Baden-Württemberg im Fwj 2003 – Stabile Krise oder in der Krise stabil. In: AFZ-DerWald 22/2004: 1193–1195.
- HARTEBRODT, C. (2006): Betriebswirtschaftliche Konsequenzen der Ergebnisse der Bundeswaldinventur II in Baden-Württemberg. In: Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, 71. Wald – Besitz – Ökonomie 2006; Wirtschaftsergebnisse der Waldbesitzarten in den Forstwirtschaftsjahren 2003 und 2004 mit weiteren Beiträgen zu forstökonomischen Themen. (im Druck).
- HARTEBRODT, C. und T. FILLBRANDT (2006): Wirtschaftliche Risiken der Baumartenverschiebung – Forstökonomische Fakten im Kontext der Ergebnisse der Bundeswaldinventur II. In: Holz-Zentralblatt 3/2006: 88, 89.
- HARTEBRODT, C., T. FILLBRANDT und H. BRANDL (2005): Community Forests in Baden-Württemberg (Germany) – A Case Study for Successful Public-Public-Partnership. In: Small-scale Forest Economics, Management and Policy 4 (3), 229–250.
- HARTEBRODT, C. und S. BITZ (2005): Perception of Storm Risks and Attitudes of Private and Community Forest Owners towards Insurance Solutions for Natural Disasters in Baden-Württemberg (Germany). In: Small-scale Forestry in a Changing Environment. Proceedings of the International Symposium IUFRO. Research Group 3.08.00 Small-scale Forestry. May 30 – June 4, 2005. Vilnius, Lithuania: 341–351.
- HARTEBRODT, C. und S. BITZ (2006): Einstellung baden-württembergischer Waldbesitzer zu Sturmrisiko und Versicherungslösungen gegen Sturmschäden. In: Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, 74. Wald – Besitz – Ökonomie 2007; (Eigenverlag FVA, im Druck).
- HOLTHAUSEN, N. und P. BAUR (2003): Naturrisiken im Schweizer Wald: Bewältigung durch eine Solidargemeinschaft? Eidg. Forschungsanstalt WSL, Abteilung Ökonomie, published online 23.12.2003. Available from Internet <<http://www.wsl.ch/lm/publications/books>>, Birmensdorf.
- HOLTHAUSEN, N. und P. BAUR (2004): Zum Interesse an einer Versicherung von Sturmschäden im Schweizer Wald. Schweizer Zeitschrift für Forstwesen 155 Jg. (2004). Nr. 10: 426–436.
- IPCC (2001): Climate Change (2001): The Scientific Basis. Available from Internet: [http://www.grida.no/climate/ipcc\\_tar/wg1/index.htm](http://www.grida.no/climate/ipcc_tar/wg1/index.htm). 881 p.
- JOHNSON, E. J., J. HERSHEY, J. MESZAROS und H. KUNREUTHER (1993): Framing, Probability Distortions, and Insurance Decisions. Journal of Risk and Uncertainty 7, 1: 35–51.
- KAHNEMAN, D. und A. TVERSKY (1979): Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. Econometrica 47, 2: 263–291.
- KOHNLE, U., S. GAUCKLER, F. RISSE und S. STAHL (2003): Orkan Lothar im Spiegel von Betriebsinventur und Einschlagsbuchführung: Auswirkungen auf einen Forstbezirk im Randbereich des Sturms. AFZ-DerWald 58, 1203–1207.
- KURKI, M. (1991): Untersuchungen zur Förderung der Forstwirtschaft in Baden-Württemberg. Dissertation – Unter Berücksichtigung der Subventionstheorie und der Evaluierungsforschung. In: Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Heft 155, Freiburg, Eigenverlag FVA.
- LFV (Landesforstverwaltung Baden-Württemberg) (2004): Sturm „Lothar“ – Bewältigung der Sturmschäden in den Wäldern Baden-Württembergs, Dokumentation, Analysen, Konsequenzen, Schriftenreihe der Landesforstverwaltung, Stuttgart, Bd. 83, Germany.
- LWaldG (1995): Waldgesetz für Baden-Württemberg in der Fassung vom 31.08.1995, zuletzt geändert durch Artikel 92 des Verwaltungsstruktur-Reformgesetzes vom 1. Juli 2004.
- MIJACZ, A. (2000): Sonstige Einkommensmöglichkeiten gemischter land- und forstlicher Betriebe im Südschwarzwald, unveröffentlichte Diplomarbeit am Institut für Forstökonomie der Universität Freiburg.
- NZZ (2005): Katastrophenpolitik, Kommentar zum Agieren der Politik bei der Überschwemmungskatastrophe im Sommer 2005. In: Neue Zürcher Zeitung. Nr. 199/2005: 13.
- RABIN, M. und R. H. THALER (2001): Anomalies – Risk aversion. J. Econ. Perspect. 15, 1: 219–232.
- ROTH, D. und M. JUNG (2002): Ablösung der Regierung veragt: Eine Analyse der Bundestagswahl 2002. In: Aus Politik und Zeitgeschichte, B 49–50, 2002).
- SAMUELSON, W. und W. ZECKHAUSER (2002): Status Quo Bias in Decision Making. J. Risk Uncertainty 1, 1: 7–59.
- SEKOT, W. (1990): Forstliche Testbetriebsnetze. Schriftenreihe des Instituts für forstliche Betriebswirtschaft und Forstpolitik. Band 9. Eigenverlag. Wien.
- SWISS RE (2005): Natur- und Man-made-Katastrophen im Jahr 2004: mehr als 300000 Todesopfer, rekordhohe Versicherungsschäden. sigma Nr. 1/2005. Swiss Re: Zürich. 40 S.
- THALER, R. H. (1985): Mental accounting and consumer choice. Marketing Sci. 4: 199–214.
- THORMÄHLEN, T. (1987): Wie weit ist der Subventionsabbau vorangekommen? In: Wirtschaftsdienst: 554 ff.
- VOLKEN, T. (2003): Versicherung von Schäden durch Naturgefahren – Grundlagen und Materialien 03/1. Professur Forstpolitik und Forstökonomie, Eidg. Technische Hochschule, ETH Zürich, 168 S.
- WaG (1991): Bundesgesetz über den Wald vom 4. Oktober 1991 über den Wald (Waldgesetz; WaG; SR 921.0); in der Fassung vom 06.04.2004.
- WILD-ECK, S. und W. ZIMMERMANN (2005): Der Schweizer Privatwald und seine Eigentümerinnen und Eigentümer – Kurzbericht. Studie im Auftrag des Bundesamtes für Umwelt, Wald und Landschaft (BUWAL). Eigenverlag BUWAL, Bern.
- WEINSTEIN, N. D. (1989): Optimistic Biases About Personal Risk. Science 246, 4935: 1232–1233.
- WERNLI, H., S. BADER und P. HÄCHLER (2003): Winterstürme. In: OcCC (Organe consultatif sur les changements climatiques) (Ed.), Extremereignisse und Klimaänderung. Bern: OcCC: 81–84.
- WSL/BUWAL, Ed. (2001): Lothar – Der Orkan 1999. Ereignisanalyse. Birmensdorf: Eidg. Forschungsanstalt WSL, Bundesanstalt für Umwelt, Wald und Landschaft (BUWAL).

# Reduktion systematischer und zufallsbedingter Fehler in Zielgebietsdaten: Theorie und empirische Ergebnisse einer Waldbesucherbefragung in Zürich

(Mit 6 Tabellen)

Von K. BERNATH<sup>1)</sup>, P. ELSASSER<sup>2)</sup> und A. ROSCHEWITZ<sup>3)</sup>

(Angenommen August 2006)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Zielgebietsbefragung; Quellgebietsbefragung; Auswahlwahrscheinlichkeit; Selbstselektion; Gewichtung; Bias; Walderholung; ökonomische Bewertung; kontingente Bewertungsmethode.*

*On-site survey; off-site survey; selection probability; self selection; weighting; bias; forest recreation; economic valuation; contingent valuation method.*

## 1. EINLEITUNG

Die Verwendung von Umfragedaten als Grundlage für Analysen und Entscheidungsprozesse ist weit verbreitet. So werden auch Informationen zur Nutzung der Wälder als Erholungsräume (z.B. LINDHAGEN, 1996; BÜRG et al., 1999; BUWAL, 1999) oder zum Wert der Erholungsfunktion des Waldes (z.B. LÖWENSTEIN, 1994; ELSASSER, 1996; TYRVÄINEN, 2001) durch Befragungen unter Waldbesuchenden gewonnen. Von zentraler Bedeutung für die Qualität der Daten ist die Auswahl der befragten Personen. Um auf Basis statistischer Modelle Populationsparameter schätzen zu können, muss die Stichprobenziehung den jeweiligen Modellvoraussetzungen entsprechen (vgl. z.B. COCHRAN, 1977). So müssen etwa bei einfachen Zufallsstichproben alle Elemente der Grundgesamtheit mit derselben Wahrscheinlichkeit in die Stichprobe aufgenommen werden. Dies ist bei Umfragen in der Praxis selten möglich. Ein wesentliches Problem besteht etwa darin, dass die Befragten oft selbst Einfluss auf den Auswahlprozess nehmen (Selbstselektion). Dies ist insbesondere der Fall, wenn ausgewählte Besucher und Besucherinnen eines bestimmten Ortes befragt werden, denn die Befragten bestimmen selbst darüber, ob und wie häufig sie diesen Ort aufsuchen. Derartige Befragungen sind neben der erwähnten Verwendung in Untersuchungen zur Walderholung auch in anderen Bereichen sehr verbreitet. Beispiele sind Pendlerbefragungen in Verkehrsmitteln, Besucherbefragungen auf Märkten und Ausstellungen, Kundenbefragungen in Marktzentren und Geschäften oder Gästebefragungen in Erholungs- und Tourismusgebieten. In letzterem Zusammenhang werden vor Ort durchgeführte Befragungen als *Zielgebietsbefragungen* bezeichnet. Wir verwenden diesen Begriff im Folgenden allgemein für Befragungen, bei denen die Teilnehmenden 'vor Ort' ausgewählt werden.

Ist eine Stichprobe durch Selbstselektion beeinflusst, dann sind die Ergebnisse verschiedener Schätzverfahren, wie zum Beispiel Mittelwertschätzungen, möglicherweise verzerrt. Zur Korrektur dieser systematischen Abweichung der geschätzten Werte von den 'wahren' Werten der Grundgesamtheit werden die Rohdaten der

Stichprobe häufig gewichtet (DIEKMANN, 2002, S. 365). Verbreitete Methoden der Gewichtung sind die *Designgewichtung* und das *Redressement*. Bei der Designgewichtung werden durch den Stichprobenplan gegebene Unterschiede in der Auswahlwahrscheinlichkeit berücksichtigt. Das Redressement entspricht einer Anpassung der Daten an externe Häufigkeitsverteilungen, die zum Beispiel amtlichen Statistiken entnommen werden. Bei dieser Vorgehensweise wird unterstellt, dass die zu untersuchenden Größen mit den externen Anpassungsgrößen korreliert sind.

In der statistischen Literatur werden die theoretischen Grundlagen und die Wirkung der Gewichtung ausführlich dargestellt (z.B. GABLER et al., 1994; KISH und HEERINGA, 2003). Zudem werden Gewichtungen in verschiedenen Anwendungsbereichen verbreitet eingesetzt, wie zum Beispiel in regelmässig durchgeführten sozialwissenschaftlichen Bevölkerungsumfragen (ROTHER, 1994). Die besonderen Aspekte der Stichprobenauswahl und der Gewichtung bei Erhebungen im Zielgebiet werden jedoch sowohl in theoretischen als auch in empirischen Arbeiten sehr oft vernachlässigt, obwohl das Problem der stichprobenbedingten Verzerrung in Zielgebietsbefragungen hinlänglich bekannt ist (z.B. LUCAS, 1963; ROEDER, 1973).

Die vorliegende Untersuchung zur Designgewichtung von Zielgebietsdaten dient dazu, diese Lücke zwischen statistischer Theorie und praktischer Anwendung zu schliessen. Ausgehend von theoretischen Analysen der Effekte der Stichprobenwahl und der Gewichtung wird untersucht, unter welchen Bedingungen die Gewichtung von Daten aus Zielgebietsstichproben zu empfehlen ist und wann auf die Gewichtung verzichtet werden kann. Anschliessend wird die Praktikabilität einer Designgewichtung von Zielgebietsdaten unter Feldbedingungen empirisch überprüft. Dazu werden die Herleitung und die Anwendung der Gewichtungsfaktoren exemplarisch anhand zweier Befragungen zum Waldbesucherverhalten in der Stadt Zürich dargestellt. Für diese Befragungen wurden die Waldbesuchenden zum einen im Zielgebiet und zum anderen im Quellgebiet ausgewählt, so dass die Quellgebietsdaten zur Kontrolle der gewichteten Zielgebietsdaten herangezogen werden können. Die Ermittlung des Erholungswertes der Stadtwälder in monetären Größen war ein zentraler Aspekt der Befragungen. Das Beispiel zeigt daher insbesondere die Bedeutung der Gewichtung von Zielgebietsdaten in ökonomischen Bewertungsstudien. Aus praktischen Gründen werden auch hier häufig Stichprobenziehungen im Untersuchungsgebiet bevorzugt (z.B. LUTTMANN und SCHRÖDER, 1995; HUTCHINSON et al., 2001; KLAPHAKE und MEYERHOFF, 2003).

Im folgenden Abschnitt 2 wird ein Modellrahmen zur Herleitung von Designgewichten in Zielgebietsbefragungen dargestellt. Zudem werden die Effekte der Gewichtung aus theoretisch-statistischer Sicht analysiert und Kriterien dafür formuliert, wann gewichtete Mittelwerte zu verwenden sind. In Abschnitt 3 wird die theoretische Analyse mit den empirischen Ergebnissen der Zielgebietsbefragung in den Zürcher Stadtwäldern illustriert; dies dient der Kontrolle, ob die Gewichtung auch unter Praxisbedingungen im Vergleich mit den Quellgebietsdaten zu akzeptablen Ergebnissen führt. Schliesslich werden die theoretischen und empirischen Erkenntnisse diskutiert und ein abschliessendes Fazit gezogen (Abschnitt 4).

<sup>1)</sup> Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Forschungsgruppe Umwelt- und Ressourcenökonomie, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf (Tel. +41 (0) 44 739 23 84, Fax +41 (0) 44 739 22 15, E-Mail: [katrin.bernath@wsl.ch](mailto:katrin.bernath@wsl.ch))

<sup>2)</sup> Institut für Ökonomie, Bundesforschungsanstalt für Wald- und Holzwirtschaft, Leuschnerstrasse 91, D-21031 Hamburg (Tel. +49 (0) 40 739 62 309, Fax ++49 (0) 40 739 62 399, E-Mail: [p.elsasser@holz.uni-hamburg.de](mailto:p.elsasser@holz.uni-hamburg.de))

<sup>3)</sup> Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Forschungsgruppe Umwelt- und Ressourcenökonomie, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf (Tel. +41 (0) 44 739 23 84, Fax +41 (0) 44 739 22 15, E-Mail: [anna.roschewitz@wsl.ch](mailto:anna.roschewitz@wsl.ch))



## 2. THEORIE ZUR GEWICHTUNG VON ZIELGEBIETS DATEN

### 2.1 Modellrahmen für die Herleitung von Gewichtungsfaktoren

Mit der Designgewichtung werden Rohdaten einer Stichprobe mittels der jeweiligen Auswahlwahrscheinlichkeiten gemäss Stichprobenplan gewichtet (DIEKMANN, 2002). Dabei werden die Gewichte umgekehrt proportional zu den individuellen Auswahlwahrscheinlichkeiten gebildet. In Zielgebietsbefragungen sind diese Wahrscheinlichkeiten jedoch nur teilweise im Voraus bekannt, da sie sowohl durch das Untersuchungsdesign als auch durch das Besucherverhalten beeinflusst werden.

Ein bereits früher entwickelter Modellrahmen (ELSASSER, 1996; 2001) bietet eine Grundlage für die systematische Berücksichtigung verschiedener Einflussgrössen auf die Auswahlwahrscheinlichkeit. Dabei wird eine Serie stochastischer Ereignisse betrachtet, die für das Zustandekommen einer auswertbaren Antwort zu einer Interviewfrage verantwortlich sind. Die Wahrscheinlichkeiten dieser einzelnen in *Tabelle 1* aufgeführten Ereignisse bilden die Grundlage für die Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeiten.

Die Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Ereignisse sind nicht beobachtbar, können aber über relative Häufigkeiten näherungsweise hergeleitet werden. Zur Operationalisierung der Wahrscheinlichkeiten wird unterstellt, dass diese proportional zu den jeweiligen beobachteten Häufigkeiten sind (vgl. ELSASSER, 1996, S. 43ff.)

Die in *Tabelle 1* aufgeführten Ereignisse und ihre Eintretenswahrscheinlichkeit können in drei Typen eingeteilt werden. Der erste Typ umfasst die Ereignisse, die durch die Untersuchungsanlage steuerbar sind. Sowohl die *Antreff-Wahrscheinlichkeit des Interviewers* als auch die *Ansprech-Wahrscheinlichkeit* können so gesteuert werden, dass sie für alle Befragten konstant sind. Ist dies der Fall, so können diese beiden Grössen bei der Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeit vernachlässigt werden, wie weiter unten gezeigt wird.

Zum zweiten Typ gehören Ereignisse, deren Wahrscheinlichkeiten aufgrund der Daten einer Besucherbefragung nicht über relative

Häufigkeiten hergeleitet werden können. Dies betrifft die *globale* und die *spezifische Antwort-Wahrscheinlichkeit*. Die globale Ausschöpfung (der gesamten Stichprobe) sowie die spezifische Ausschöpfung (d.h. die Antwortraten auf die einzelnen Fragen) geben zwar Auskunft über die jeweiligen durchschnittlichen Antwort-Wahrscheinlichkeiten aller Stichprobeneinheiten. Auf der Ebene der Individuen sind jedoch nur dichotome Ereignisse beobachtbar (Antwort liegt vor oder nicht), nicht aber individuelle Wahrscheinlichkeiten, an der Befragung teilzunehmen bzw. die einzelnen Fragen zu beantworten. Die Antwort-Wahrscheinlichkeiten können deshalb bei der Berechnung der Gewichtungsfaktoren nicht berücksichtigt werden und allfällige durch die Teilnahmebereitschaft bedingte systematische Fehler können nicht durch Gewichtung ausgeglichen werden.

Schliesslich bleiben zwei Ereignisse des dritten Typs, die durch die Untersuchungsanlage nicht oder nur teilweise gesteuert werden können, deren relative Häufigkeiten aber mit den entsprechenden Daten berechnet werden können. Zum einen betrifft dies das Finden einer Person am Ort des Interviews und zum anderen die freie Kapazität des Interviewers. Die *Antreff-Wahrscheinlichkeit des Besuchers* wird proportional zur Anzahl der Besuche innerhalb eines bestimmten Zeitraumes ermittelt. Zwar kann die *Antreffwahrscheinlichkeit* je nach Stichprobendesign auch durch die Dauer der Besuche beeinflusst werden. Dies ist aber vermeidbar, wenn die Befragungsstandorte so gewählt werden, dass sie von allen Besuchenden nur einmal pro Besuch passiert werden – zum Beispiel an den Eingängen des Untersuchungsgebietes statt innerhalb des Gebietes. Die *Wahrscheinlichkeit freier Kapazität des Interviewers* kann anhand des Anteils der angesprochenen Personen an der Gesamtzahl der PassantInnen hergeleitet werden. Diese Grösse bezieht sich jeweils auf die einzelnen Befragungsstandorte und eine bestimmte Zeiteinheit. Für die praktische Anwendung darf diese nicht zu gross gewählt werden, damit Schwankungen der Besucherzahlen im Tagesverlauf berücksichtigt werden.

Aufgrund dieser Betrachtungen berechnen sich die *Antreffwahrscheinlichkeit*  $P[Bes_i]$  der Besucher  $i=1,...,n$  und die *Wahrscheinlichkeit freier Kapazität des Interviewers* am Ort ( $s$ ) und zum Zeitpunkt ( $t$ ) des Interviews  $P[K_{s,t}]$  proportional zu den beobachteten Häufigkeiten. Sind die Ereignisse voneinander unabhängig, entspricht die Auswahlwahrscheinlichkeit  $P[A_i]$  der einzelnen Besucher dem Produkt von  $P[Bes_i]$  und  $P[K_{s,t}]$ :

$$P[A_i] = P[Bes_i] \cdot P[K_{s,t}], \text{ mit} \quad (1)$$

$$P[Bes_i] \propto \frac{\text{Anzahl Besuche von Person } i}{\text{Bezugszeitraum}}$$

$$P[K_{s,t}] \propto \frac{\text{Anzahl befragte Personen}}{\text{Anzahl passierende Personen}}$$

Der resultierende Gewichtungsfaktor  $w_i$  für Besucher  $i$  ist durch den Kehrwert der jeweiligen Auswahlwahrscheinlichkeit bis auf einen konstanten Faktor bestimmt. Eine verbreitete Vorgehensweise ist die Normierung der Gewichte, so dass deren Summe dem Stichprobenumfang  $n$  entspricht:

$$w_i = \frac{1}{P[A_i]} \cdot \frac{n}{\sum_{j=1}^n \frac{1}{P[A_j]}}. \quad (2)$$

Da die Relation dieser individuellen Gewichte zueinander bei der Multiplikation der Auswahlwahrscheinlichkeiten  $P[A_i]$  mit einem konstanten Faktor unverändert bleibt, können bei der Berechnung von  $P[Bes_i]$  und  $P[K_{s,t}]$  beliebige Proportionalitätsfaktoren verwendet werden.

Tab. 1

**Beschreibung der Ereignisse, die einen Einfluss auf die Auswahlwahrscheinlichkeit haben.**

**Description of events influencing the selection probability.**

Ereignis	korrespondierendes Element der Auswahlwahrscheinlichkeit
Der Besucher findet sich am Ort des Interviews ein.	Antreff-Wahrscheinlichkeit des Besuchers
Gleichzeitig ist am selben Standort ein Interviewer anwesend.	Antreff-Wahrscheinlichkeit des Interviewers
Der Interviewer hat Zeit, den Besucher anzusprechen.	Wahrscheinlichkeit freier Interviewer-Kapazität
Der Interviewer spricht den Besucher an.	Ansprech-Wahrscheinlichkeit
Der Besucher ist grundsätzlich bereit, befragt zu werden.	Globale Antwort-Wahrscheinlichkeit
Der Besucher gibt Auskunft zu der entsprechenden Frage.	Spezifische Antwort-Wahrscheinlichkeit

Quelle: ELSASSER (2001, S. 24), verändert.

## 2.2 Schätzer für den gewichteten Mittelwert und dessen Varianz

Mit der Gewichtung der Daten wird eine Reduktion der stichprobenbedingten Verzerrung angestrebt, die bei der Berechnung von statistischen Kenngrößen auftreten kann. Bei den folgenden Betrachtungen werden die praktischen Probleme bei der Herleitung der Gewichtungsfaktoren zunächst hintangestellt, und wir unterstellen, dass unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten durch die Gewichtung vollständig ausgeglichen werden können.

Wichtige Kenngrößen für die Darstellung von Merkmalen einer Stichprobe sind Mittelwert und Varianz. Im Folgenden werden die Schätzer für ungewichtete und gewichtete Mittelwerte sowie deren jeweilige Varianz dargestellt.

Sei  $y = (y_1, \dots, y_n)$  eine Realisation von unabhängigen, gleichverteilten Zufallsvariablen mit Mittelwert  $\mu$  und Varianz  $\sigma_y^2$ . Mit  $w = (w_1, \dots, w_n)$  bezeichnen wir die individuellen Gewichte der einzelnen Beobachtungen  $i = 1, \dots, n$ , wobei  $w_i$  umgekehrt proportional zur Auswahlwahrscheinlichkeit von Beobachtung  $i$  gebildet wird. Unter Verwendung des üblichen Schätzers

$$\text{var}(y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

für die Varianz resultieren die in *Tabelle 2* dargestellten Schätzer für die Mittelwerte und deren Varianzen.

Für Zufallsstichproben ist der ungewichtete Mittelwert-Schätzer erwartungstreu, d.h. die Schätzung entspricht stets dem ‚wahren‘ Wert der Grundgesamtheit (COCHRAN, 1977, S. 22). Liegen unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten der einzelnen Stichprobeneinheiten vor, so ist die Mittelwertschätzung verzerrt. Hingegen ist der Schätzer für den gewichteten Mittelwert, mit den umgekehrt proportional zur Auswahlwahrscheinlichkeit berechneten individuellen Gewichten, konsistent (KISH, 1992, S. 189).<sup>1</sup> Das bedeutet, dass sich die Schätzung des gewichteten Mittelwertes mit wachsendem Stichprobenumfang dem zu schätzenden Wert der Grundgesamtheit annähert.

Ein Vorteil des hier dargestellten Schätzers für den gewichteten Mittelwert besteht darin, dass der geschätzte Wert unverändert bleibt bei einer Multiplikation der Gewichte  $w_i$  mit einem konstanten Faktor (ROTHE und WIEDENBECK, 1994, S. 49). Zudem wird dabei auch die Varianz des gewichteten Mittelwertes nicht verän-

<sup>1</sup> Ein Schätzer heisst konsistent, wenn er „in Wahrscheinlichkeit“ gegen den zu schätzenden Wert konvergiert („convergence in probability“). Mit zunehmender Stichprobengröße wird die Differenz zwischen einem konsistenten Schätzer und dem zu schätzenden Parameter reduziert (vgl. z.B. GREENE, 2003, S. 899).

dert. Daraus folgt, dass die Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeiten bis auf eine Konstante ausreichend ist, und die in Abschnitt 2.1 beschriebene Normierung der Gewichte keinen Einfluss auf den gewichteten Mittelwert und dessen Varianz hat.

## 2.3 Effekte der Gewichtung

### 2.3.1 Reduktion des stichprobenbedingten Bias

Aufgrund unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten der Stichprobeneinheiten sind auf ungewichteten Zielgebietsdaten basierende Mittelwertschätzungen möglicherweise mit systematischen Fehlern behaftet. Die systematische Abweichung eines geschätzten Wertes vom ‚wahren‘ Wert der Grundgesamtheit wird als Verzerrung oder *Bias* bezeichnet. Der zu schätzende Wert der Grundgesamtheit ist in der Regel nicht bekannt; er wird jedoch mit steigendem Stichprobenumfang durch den gewichteten Mittelwert angenähert, da der oben dargestellte Schätzer für den gewichteten Mittelwert konsistent ist. Deshalb wird die Schätzung des gewichteten Mittelwertes als beste zur Verfügung stehende Referenzgröße für die Analyse der systematischen Fehler herangezogen. Danach entspricht der stichprobenbedingte Bias des ungewichteten Mittelwertes der Differenz zwischen dem ungewichteten und dem gewichteten Mittelwert:  $\text{Bias}(\bar{y}_w) = 0$  und  $\text{Bias}(\bar{y}) = \bar{y} - \bar{y}_w$ .

Das Ausmass des Bias des Mittelwertschätzers wird durch die Standardabweichung der Gewichte ( $\sigma_w$ ), deren Mittelwert ( $\bar{w}$ ), die Standardabweichung des untersuchten Merkmals ( $\sigma_y$ ) und die Korrelation ( $R_{wy}$ ) zwischen den Gewichten  $w$  und dem Merkmal  $y$  bestimmt (KISH, 1987, S. 237):

$$\text{Bias}(\bar{y}) = \bar{y} - \bar{y}_w = -\frac{\sigma_w}{\bar{w}} \sigma_y R_{wy} \quad (3)$$

Für normierte Gewichtungsfaktoren ist der Mittelwert der individuellen Gewichte  $\bar{w} = 1$ , und somit gilt

$$\text{Bias}(\bar{y}) = -\sigma_w \sigma_y R_{wy}.$$

Die Abweichung des Schätzers vom wahren Wert kann positiv oder negativ sein, ausschlaggebend ist der absolute Betrag des Bias. Wie die obigen Formeln zeigen, wird der absolute Betrag des Bias größer, je höher

- die (relative) Varianz der Gewichte<sup>2</sup>)
- die Varianz des Untersuchungsmerkmals und
- die Korrelation zwischen den Gewichten und dem Untersuchungsmerkmal

sind.

Insbesondere ist der ungewichtete Schätzer dann unverzerrt (d.h.  $\text{Bias}(\bar{y}) = 0$ ), wenn der Gewichtungsfaktor und das Untersuchungsmerkmal unkorreliert sind (d.h.  $R_{wy} = 0$ ).

Tab. 2

Schätzer für Mittelwert und Varianz von ungewichteten und gewichteten Stichproben.  
Mean and variance estimators for weighted and unweighted samples.

Ungewichteter Mittelwert	$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$
Varianz des ungewichteten Mittelwertes	$\text{var}(\bar{y}) = \frac{\text{var}(y)}{n} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$
Gewichteter Mittelwert	$\bar{y}_w = \frac{\sum_{i=1}^n y_i w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}$
Varianz des gewichteten Mittelwertes	$\text{var}(\bar{y}_w) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \cdot \frac{\sum_{i=1}^n w_i^2}{\left(\sum_{i=1}^n w_i\right)^2}$

Quellen: COCHRAN (1977, S. 20, 26), KISH (1992, S. 188, 191).

### 2.3.2 Auswirkungen auf die Varianz des gewichteten Mittelwertes

Wie durch einfache Umformung aus *Tabelle 2* hervorgeht, unterscheidet sich die Varianz des gewichteten Mittelwertes von derjenigen des ungewichteten Mittelwertes um den Faktor

$$n \cdot \sum_{i=1}^n w_i^2 / \left( \sum_{i=1}^n w_i \right)^2,$$

den wir in Übereinstimmung mit KISH (1990; 1992) mit  $1 + L$  bezeichnen. Es gilt also

$$\text{var}(\bar{y}_w) = \text{var}(\bar{y}) \cdot (1 + L),$$

wobei  $L$  ein Mass für die relative Veränderung der Varianz darstellt. Bei konstanten Gewichten ( $w_i = c$  für alle  $i$ ) wird die Varianz des Mittelwertes durch die Gewichtung nicht verändert. Sind die individuellen Gewichte  $w_i$  nicht konstant, so gilt  $(1 + L) > 1$ . Folglich wird die Varianz des geschätzten Mittelwertes durch die Gewichtung erhöht. Diese Zunahme der Varianz ist gleichbedeutend mit einer Verringerung der effektiven Stichprobengrösse (RÖSCH, 1994, S. 13) um den Faktor  $(1 + L)$ .<sup>3)</sup> Der Effekt der Gewichtung auf die Varianz des Mittelwertes wird mit zunehmendem Stichprobenumfang durch die relative Varianz der Gewichte angenähert (KISH, 1992, S. 191):

$$\text{var}(\bar{y}_w) = \text{var}(\bar{y}) \cdot (1 + L) \approx \text{var}(\bar{y}) \cdot \left(1 + \frac{\sigma_w^2}{\bar{w}^2}\right), \quad (4)$$

wobei  $\sigma_w^2$  die Varianz der Gewichte und  $\bar{w}$  wie oben deren Mittelwert bezeichnet. Für normierte Gewichtungsfaktoren mit  $\bar{w} = 1$  gilt somit

$$\text{var}(\bar{y}_w) \approx \text{var}(\bar{y}) \cdot (1 + \sigma_w^2).$$

Diese Gleichungen zeigen, dass die Varianz des gewichteten Mittelwertes mit zunehmender (relativer) Varianz der Gewichte steigt. Dieser unerwünschte Effekt der Gewichtung (Verringerung der Aussagesicherheit) ist dem erwünschten Effekt (Verringerung des Bias) gegenüberzustellen.

## 2.4 Kriterien zur Verwendung gewichteter Mittelwerte

Mit dem hier betrachteten konsistenten Schätzer für den gewichteten Mittelwert kann der 'wahre' Mittelwert der Grundgesamtheit angenähert werden. Durch die Gewichtung wird daher der systematische stichprobenbedingte Fehler beseitigt, soweit die Gewichte die unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten korrekt abbilden. Allerdings weist der gewichtete Mittelwert eine grössere Varianz auf als der ungewichtete. Die Entscheidung, ob der gewichtete Mittelwert dem ungewichteten vorzuziehen ist, basiert auf einer Analyse dieser beiden Effekte. Dabei sind verschiedene Untersuchungsmerkmale einzeln zu betrachten, da sie unterschiedliche Korrelationen mit den Gewichten und damit unterschiedliche Biases aufweisen können (vgl. *Formel 3*). Der Einfluss der Gewichtung auf die Varianzen der Mittelwerte ist hingegen für alle Untersuchungsgrössen gleich (*Formel 4*).

Die Summe der Varianz und des quadrierten Bias eines Schätzers wird als mittlerer quadratischer Fehler (mean squared error, MSE) bezeichnet (STAHEL, 1995, S. 163). Die Verwendung dieses

Gütemasses als Kriterium für den Einsatz gewichteter Mittelwerte wird im folgenden Abschnitt vorgestellt. Anschliessend formulieren wir auf der Basis der *Formeln 3* und *4* weitere Bedingungen, wann gewichtete Mittelwerte gegenüber den ungewichteten vorzuziehen sind (Abschnitt 2.3.2).

### 2.4.1 Reduktion des mittleren quadratischen Fehlers (MSE)

Der mittlere quadratische Fehler (MSE), der die Qualität eines Schätzers in Abhängigkeit der Varianz und des Bias misst, kann als Kriterium für die Berechnung gewichteter Mittelwerte verwendet werden. KISH (1992) schlägt vor, auf die Gewichtung des Mittelwertes zu verzichten, wenn der MSE des gewichteten Mittelwertes grösser ist als derjenige des ungewichteten Mittelwertes.

Für einen Schätzer  $\hat{y}$  mit Varianz  $\text{var}(\hat{y})$  und Bias  $B(\hat{y})$  gilt  $MSE(\hat{y}) = \text{var}(\hat{y}) + B(\hat{y})^2$  (KISH, 1965, S. 60). Aufgrund der Formeln für den Bias und die Varianz des ungewichteten Mittelwertes  $\bar{y}$  und des gewichteten Mittelwertes  $\bar{y}_w$  (Abschnitte 2.2 und 2.3) gilt:

$$MSE(\bar{y}) = \text{var}(\bar{y}) + B(\bar{y})^2 = \frac{\sigma_y^2}{n} + (\bar{y} - \bar{y}_w)^2 = \frac{\sigma_y^2}{n} + \frac{\sigma_w^2}{\bar{w}^2} \sigma_y^2 R_{wy}^2$$

$$MSE(\bar{y}_w) = \text{var}(\bar{y}_w) = \sigma_y^2 \cdot \frac{\sum w_i^2}{\left(\sum w_i\right)^2} \approx \frac{\sigma_y^2}{n} \cdot \left(1 + \frac{\sigma_w^2}{\bar{w}^2}\right)$$

Nach dem Kriterium von KISH (1992) ist der gewichtete Mittelwert vorzuziehen, wenn der MSE durch die Gewichtung reduziert wird, d.h. wenn gilt:  $\Delta MSE = MSE(\bar{y}) - MSE(\bar{y}_w) > 0$ .

### 2.4.2 Korrelation zwischen Untersuchungsmerkmal und Gewichtungsfaktor

Da der Effekt der Gewichtung auf den Mittelwert eines Untersuchungsmerkmals von der Varianz der Gewichte (bzw. der Auswahlwahrscheinlichkeiten) und von der Korrelation der Gewichte mit dem Merkmal abhängig ist (*Tab. 2* und *Formel 3*) und sich zudem die Varianz der Gewichte auf die Varianz des gewichteten Mittelwertes auswirkt (*Formel 4*), formulieren wir ein Kriterium für die Verwendung gewichteter Mittelwerte, das auf der Varianz der Gewichte und der Korrelation zwischen Gewichten und Untersuchungsmerkmal basiert. Dabei unterscheiden wir die folgenden drei Fälle:

– *Fall A:*  $\sigma_w^2 = 0$

Ist die Varianz der Gewichte gleich Null, so ist der ungewichtete Mittelwert unverzerrt (*Formel 3*).<sup>4)</sup> Zudem ist die Varianz des gewichteten Schätzers gleich gross wie diejenige des ungewichteten (*Formel 4*). Folglich spielt es in diesem Fall keine Rolle, ob gewichtete oder ungewichtete Mittelwerte berechnet werden.

– *Fall B:*  $\sigma_w^2 > 0$  und  $R_{wy} = 0$

Sind die Gewichte und das Merkmal unkorreliert, so ist der Bias des ungewichteten Mittelwertes gleich Null. Die positive Varianz der Gewichte führt jedoch nach *Formel 4* dazu, dass die Varianz des Mittelwertes durch die Gewichtung vergrössert wird. Deshalb sind bei dieser Ausgangslage die ungewichteten Mittelwerte den gewichteten vorzuziehen.

– *Fall C:*  $\sigma_w^2 > 0$  und  $R_{wy} \neq 0$

Unter diesen Bedingungen führt die Gewichtung zu einer Reduktion des stichprobenbedingten Fehlers. Deshalb ist der gewichtete

<sup>2)</sup> Als relative Varianz wird das Verhältnis der Varianz zum quadrierten Mittelwert bezeichnet:  $\frac{\sigma_y^2}{\bar{y}^2}$ .

<sup>3)</sup> Die Varianz des Mittelwertes eines Stichprobenmerkmals  $y$  beträgt  $\frac{\sigma_y^2}{n}$ , wobei  $n$  den Stichprobenumfang bezeichnet. Die Varianz des gewichteten Mittelwertes ist gleich  $\frac{\sigma_y^2}{n} = (1 + L) \cdot \frac{\sigma_y^2}{n}$  und entspricht deshalb der Varianz des Mittelwertschätzers in einer Zufallsstichprobe vom Umfang  $n' = \frac{n}{1+L}$ . Das Verhältnis  $\frac{n'}{n} = \frac{1}{1+L}$  wird als *Effektivität* der Stichprobe bezeichnet (GABLER und HÄDER, 1997, S. 237).

<sup>4)</sup> In diesem Fall sind die Gewichte konstant, d.h. die Auswahlwahrscheinlichkeit ist für alle Einheiten der Stichprobe gleich gross. Damit besteht kein Grund für eine Gewichtung, aber es stellt sich die Frage, welche Auswirkungen zu erwarten sind, wenn die Daten trotzdem gewichtet werden. Wie die hier dargestellten Analysen zeigen, hat die Anwendung konstanter Gewichte keinen Effekt auf Mittelwertschätzungen und deren Varianz.



Tab. 3

**Gewichtung unter unterschiedlichen Bedingungen bezüglich der Varianz der Gewichte ( $\sigma_w^2$ ) und deren Korrelation ( $R_{wy}$ ) mit dem Untersuchungsmerkmal ( $y$ ).**

**Weighting under different conditions regarding the variance of the weights ( $\sigma_w^2$ ) and their correlation with the study parameter ( $y$ ).**

Bedingungen	Effekte der Gewichtung	Folgerungen
<i>Fall A</i> $\sigma_w^2 = 0$	$\bar{y}_w = \bar{y}$ und $\text{var}(\bar{y}_w) = \text{var}(\bar{y})$	<i>Gewichtung irrelevant</i>
<i>Fall B</i> $\sigma_w^2 > 0$ und $R_{wy} = 0$	$\bar{y}_w = \bar{y}$ und $\text{var}(\bar{y}_w) > \text{var}(\bar{y})$	<i>ungewichtete Werte verwenden</i>
<i>Fall C</i> $\sigma_w^2 > 0$ und $R_{wy} \neq 0$	$\bar{y}_w \neq \bar{y}$ und $\text{var}(\bar{y}_w) > \text{var}(\bar{y})$	<i>gewichtete Werte verwenden</i>

Mittelwert gegenüber dem ungewichteten vorzuziehen. Allerdings wird dabei ein Anstieg der Varianz in Kauf genommen.

Tabelle 3 fasst diese Ergebnisse zusammen und stellt die Kriterien für die Verwendung gewichteter Mittelwerte dar.

Tatsächlich ist die Entscheidung zwischen gewichteten und ungewichteten Mittelwerten nur möglich, wenn die Gewichte bereits berechnet sind. Daher ist die Untersuchungsanlage generell auf die Gewichtung der Daten auszurichten, und allfällige Zusatzdaten für die Berechnung der Gewichtungsfaktoren sind zu ermitteln. Für die Darstellung von Untersuchungsergebnissen ist es grundsätzlich sinnvoll, sowohl gewichtete als auch ungewichtete Mittelwerte mitzuteilen. Die hier genannten Kriterien ermöglichen zu entscheiden, welchem der beiden Werte bei der Interpretation der Schätzwerte der Vorzug zu geben ist.

### 3. EMPIRISCHE RESULTATE: BEFRAGUNG VON WALDBESUCHENDEN IN ZÜRICH

#### 3.1 Datenerhebung

Im Rahmen einer Studie zur Erholungsnutzung der Wälder auf dem Gebiet der Stadt Zürich wurden im September 2004 eine Ziel- sowie eine vergleichbare Quellgebietsbefragung durchgeführt. Die *Quellgebietsbefragung* beruht auf einer Stichprobe von 1500 zufällig ausgewählten Einwohnern und Einwohnerinnen der Stadt Zürich. Die Befragung erfolgte postalisch nach der Total Design Methode von DILLMAN (1978). Mit einer Erinnerungskarte und einem zweiten Versand des Fragebogens innerhalb von vier Wochen nach dem ersten Versand wurde eine Rücklaufquote von 38% erreicht.<sup>5)</sup>

Die *Zielgebietsbefragung* wurde an zehn Standorten in den Wäldern rund um die Stadt Zürich durchgeführt. Bei der Auswahl der Standorte wurde eine möglichst breite Abdeckung der Wälder angestrebt, zusätzlich wurden verschiedene inhaltliche und praktische Kriterien berücksichtigt.<sup>6)</sup>

Die befragten Personen wurden nach einem vorgegebenen Schema ausgewählt, das eine weitgehend zufällige und von den Merkmalen der Besuchenden unabhängige Auswahl anstrebte. Die InterviewerInnen hatten den Auftrag, die jeweils erste Person anzu-

sprechen, die eine Markierungslinie beim Befragungsstandort überschritt. Stimmte diese Person der Befragung zu, so bekam sie einen Fragebogen zur selbständigen Beantwortung ausgehändigt; zusätzlich wurden Fragebogen-Nummer und Uhrzeit notiert. Bei einer Ablehnung wurden der Verweigerungsgrund sowie die Tätigkeit, das Geschlecht und das geschätzte Alter der ablehnenden Person protokolliert. Sobald diese Aufgaben abgeschlossen waren, wurde die nächste Person angesprochen, die die Markierung überschritt. Durch das selbständige Ausfüllen des Fragebogens ist die Befragungssituation im Zielgebiet vergleichbar mit der postalischen Quellgebietsbefragung. Insgesamt wurden an den zehn Standorten 3146 Personen angesprochen und eine Antwortquote von 49% erreicht.<sup>7)</sup>

Für die nachfolgenden Vergleiche werden nur diejenigen Fragebögen herangezogen, die zwischen Quell- und Zielgebietsbefragung direkt vergleichbar sind. Aus der Quellgebietsbefragung werden nur Personen berücksichtigt, welche innerhalb der vergangenen 12 Monate mindestens einmal einen Wald im Stadtgebiet besucht haben und somit zur Grundgesamtheit der Waldbesuchenden gehören (88% der Antwortenden). In der Zielgebietsbefragung wurden unterschiedliche Fragebogenversionen verwendet; für den vorliegenden Artikel wird nur die 'Grundvariante' (65% der Antwortenden) herangezogen, die identisch ist mit der im Quellgebiet eingesetzten Version. Zudem werden aus beiden Befragungen nur diejenigen Fragebögen berücksichtigt, welche hinsichtlich aller hier untersuchten Merkmale vollständig sind. Für die nachfolgenden Vergleiche stehen damit 435 Antworten aus dem Zielgebiet zur Verfügung und 235 unmittelbar vergleichbare Antworten aus dem Quellgebiet.

Der Fragebogen beider Befragungen ist bei BERNATH und ROSCHEWITZ (submitted) beschrieben und wird hier nur kurz zusammengefasst. Er beinhaltet neben den üblichen Fragen zu sozioökonomischen Merkmalen einen Abschnitt zum Waldbesuchverhalten. Darin wurden zum Beispiel die Besuchshäufigkeit, die Dauer des letzten Waldbesuchs und die dabei ausgeübte Tätigkeit ermittelt. Ein zentraler Aspekt war zudem die Schätzung eines monetären Wertes der Walderholung für die Besucher und Besucherinnen. Dazu wurde die 'Contingent Valuation Method', eine verbreitete Methode zur ökonomischen Bewertung von aussermarktlichen Gütern, eingesetzt. Die Grundidee dieser Methode ist die Schaffung eines hypothetischen Marktes für das zu bewertende Gut, um die Zahlungsbereitschaft der Befragten für dieses Gut zu ermitteln. In der hier beschriebenen Studie wurde dazu ein hypothetisches Szenario beschrieben, das den Kauf einer Jahreskarte als Berechtigung für Waldbesuche innerhalb des Stadtgebiets postulierte. Die Zahlungsbereitschaft der Waldbesuchenden für eine solche Jahreskarte diente als Mass für die Wertschätzung der Walderholung.<sup>8)</sup>

#### 3.2 Anwendung des Modellrahmens zur Berechnung der Gewichte

Gemäß *Formel 1* wurde die *Antreff-Wahrscheinlichkeit des Besuchers* über die Häufigkeit der Waldbesuche im Unter-

<sup>5)</sup> Aufgrund ungültiger Adressen konnten 28 Fragebögen nicht zugestellt werden. Von den verbleibenden 1472 kontaktierten Personen schickten 558 den ausgefüllten Fragebogen zurück.

<sup>6)</sup> So wurden zum Beispiel vier Standorte aus einer 1987 durchgeführten Befragung (SCHELBERT et al., 1988) übernommen, um Vergleiche mit dieser Studie ziehen zu können.

<sup>7)</sup> Gründe für die Ablehnung und weitere Angaben zu den beiden Befragungen sind in BERNATH et al. (2006) beschrieben.

<sup>8)</sup> Ein typisches Problem von Contingent Valuation Studien ist ein hoher Anteil von Personen, die das hypothetische Szenario nicht akzeptieren. Mit entsprechenden Fragestellungen können diese Protestantworten identifiziert werden und eine vertiefte Analyse von verschiedenen Einflussgrößen zeigte, dass sowohl sozioökonomische Merkmale als auch das Waldbesuchverhalten keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer Protestantwort hatten (BERNATH und ROSCHEWITZ, submitted). Deshalb kann angenommen werden, dass die Entfernung der Protestantworten aus der Stichprobe (30% im Zielgebiet, 35% im Quellgebiet) bei den nachfolgenden Auswertungen keine systematischen Fehler bewirkte.

suchungsgebiet hergeleitet. Sie ist proportional zur Anzahl der Besuche innerhalb des Bezugszeitraumes von einem Jahr. Die Besuchshäufigkeit wurde in 11 Klassen erhoben, deren Mittelwerte in die Berechnung der Gewichtungsfaktoren eingingen.<sup>9)</sup> Auf die Berücksichtigung unterschiedlicher Aufenthaltsdauern im Wald konnte verzichtet werden, da Lage der Befragungsorte und Befragungszeiten einen Einfluss der Aufenthaltszeit auf die Auswahlwahrscheinlichkeit nahezu ausschlossen. Zur Bestimmung der *Wahrscheinlichkeit freier Kapazität des Interviewers* wurden alle Personen gezählt, die während der Befragungszeiten die verschiedenen Standorte passierten, und in Relation zur Anzahl der für das Interview angesprochenen Personen gesetzt (s. *Formel 1*).

Die *Antreff-Wahrscheinlichkeit des Interviewers* wird durch den Befragungsplan bestimmt. Durch die Abdeckung von unterschiedlichen Standorten, Wochentagen und Tageszeiten wurde dieses Element der Auswahlwahrscheinlichkeit in unserer Befragung weitgehend konstant gehalten;<sup>10)</sup> es wird daher bei der Gewichtung nicht berücksichtigt. Auch die *Ansprech-Wahrscheinlichkeit* ist über die Untersuchungsanlage steuerbar. Durch das in unserer Befragung vorgegebene Auswahlverfahren war die Wahl der angesprochenen Personen nicht von den persönlichen Präferenzen der InterviewerInnen abhängig. Somit war die Ansprech-Wahrscheinlichkeit näherungsweise für alle Befragten konstant und konnte bei der Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeit vernachlässigt werden. Die *globale* und die *spezielle Antwort-Wahrscheinlichkeit* können nicht über relative Häufigkeiten hergeleitet werden (s. Abschnitt 2.1) und konnten folglich bei der Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeit nicht berücksichtigt werden.

Bei der Gewichtung der in den Zürcher Wäldern befragten Waldbesuchenden wurden also die unterschiedlichen Antreff-Wahrscheinlichkeiten der Besuchenden und die Wahrscheinlichkeit freier Kapazität des Interviewers berücksichtigt. Die individuellen Gewichte wurden gemäss *Formel 2* in Abschnitt 2.1 berechnet. Da es sich um normierte Gewichte handelt, weisen sie einen Mittelwert von 1 auf, weitere Kenngrößen sind in *Tabelle 4* ersichtlich. Der Vergleich zwischen Minimum und Maximum zeigt, dass die Spannweite der aus der Auswahlwahrscheinlichkeit der BesucherInnen resultierenden Gewichte bei rund 1:1000 liegt. Die Spannweite der einzelnen Faktoren liegt bei 1:400 für die Antreffwahrscheinlichkeit und bei 1:10 für die Interviewerkapazität.

Tab. 4

**Designgewichte für die Stichprobe  
der Zürcher Waldbesuchenden (n = 435).**

**Design weights for the sample of forest visitors in Zurich (n = 435).**

Minimum	Maximum	Median	Mittelwert	Standard- abweichung
0,02	16,28	0,14	1	2,20

<sup>9)</sup> Die folgenden Klassenmittelwerte wurden für die Herleitung der Besuchshäufigkeit verwendet: 1, 2, 3, 4, 5, 8 (für 1, 2, 3, 4-5, 6-10 Besuche pro Jahr), 12, 30 (für 1 bzw. 2-3 Besuche pro Monat) und 52, 156, 312 (für 1, 2-4, 5-7 Besuche pro Woche). Für 7 Antwortende, die mehrmals täglich in den Wald gingen, wurde eine Besuchshäufigkeit von 400 Besuchen pro Jahr unterstellt. Damit wurde die tatsächliche Besuchshäufigkeit tendenziell unterschätzt; allerdings ist anzunehmen, dass es auch Tage gibt, an denen diese Personen den Wald nicht besuchen (z.B. wegen Ferien oder Krankheit).

<sup>10)</sup> Auf die Berücksichtigung verschiedener Jahreszeiten haben wir verzichtet. Falls die Untersuchungsmerkmale mit der Verteilung der Waldbesuche über das Jahr korreliert sind, unterliegen die Schätzungen einem systematischen Fehler. Frühere Studien zum Erholungswert von Stadtwäldern (ELSASSER, 1996; KLEIBER, 2003) zeigten jedoch, dass die Jahreszeit keinen Einfluss hat auf die Zahlungsbereitschaft der Waldbesuchenden, d.h. auf das Hauptmerkmal der Untersuchung.

### 3.3 Gewichtung in der Befragung von Zürcher Waldbesuchenden

Das in Abschnitt 2.4.2 formulierte Kriterium zur Verwendung gewichteter Mittelwerte basiert auf der Varianz der Gewichte und auf der Korrelation der Gewichte mit dem Untersuchungsmerkmal.<sup>11)</sup> Die zur inversen Auswahlwahrscheinlichkeit proportionalen Gewichte für die Stichprobe der Zürcher Waldbesuchenden weisen eine Varianz auf, die deutlich über Null liegt ( $\sigma_w^2 = 4,8$ ). Somit sind für diejenigen Merkmale gewichtete Mittelwerte vorzuziehen, die mit den Gewichten korreliert sind. Die Korrelation der Gewichte mit verschiedenen Merkmalen der befragten Waldbesuchenden wird in Abschnitt 3.3.1 dargestellt. Anschliessend werden ungewichtete und gewichtete Mittelwerte sowie deren Standardabweichungen berechnet (Abschnitt 3.3.2) und die Effekte der Gewichtung diskutiert (Abschnitt 3.3.3).

#### 3.3.1 Korrelation zwischen Gewichtungsfaktoren und Untersuchungsmerkmalen

Die Daten der Besucherbefragung wurden mit Korrelationstests auf systematische Zusammenhänge zwischen den Gewichten und einzelnen Merkmalen der Stichprobe untersucht. Da sowohl die Gewichte als auch die meisten Merkmale keiner Normalverteilung folgten, wurden auf der Spermanischen Rangkorrelation basierende Tests durchgeführt (*Tabelle 5*). Die überprüfte Nullhypothese der Korrelationstests lautete jeweils „keine Korrelation zwischen dem Merkmal und den Gewichten“. Ein Merkmal wird im Folgenden als mit den Gewichten korreliert bezeichnet, wenn diese Nullhypothese im Test abgelehnt wurde.<sup>13)</sup>

Die Korrelationstests zeigen, dass die einzelnen sozioökonomischen Merkmale der BesucherInnen in der Regel schwächer mit den Gewichten korreliert sind (oberer Teil von *Tab. 5*) als die einzelnen besuchsbezogenen Merkmale (unterer Teil der Tabelle). Wird ein Signifikanzniveau von 0,05 unterstellt, sind die Korrelationen der meisten sozioökonomischen Merkmale mit den Gewichten nicht signifikant; einzig beim Alter und der Haushaltsgrösse wird die Nullhypothese „keine Korrelation“ abgelehnt. Die deutliche Korrelation zwischen den Gewichten und dem Alter ist darauf zurückzuführen, dass die Gewichte hauptsächlich durch die

<sup>11)</sup> Dieser Betrachtung liegt die Annahme zugrunde, dass der Faktor  $(1 + L)$  durch die Varianz der Gewichte angenähert werden kann (vgl. *Formel 4*). Im hier dargestellten Beispiel mit den in Abschnitt 3.2 hergeleiteten Gewichten stimmen die beiden Grössen gut überein:

$$1 + L = n \cdot \sum_{i=1}^n w_i^2 / \left( \sum_{i=1}^n w_i \right)^2 = 5,82 \text{ und } 1 + \sigma_w^2 = 5,83.$$

<sup>12)</sup> Unter Umständen könnte es adäquat sein, a priori vom Vorliegen relevanter Korrelationen auszugehen und folglich die gegenteilige Nullhypothese („es existiert eine Korrelation“) zu prüfen (vgl. ELSASSER, 1996, Anhang A2; s. auch KRISTOFFERSSON und NAVRUD, 2005). Hier wird aus zwei Gründen darauf verzichtet: Erstens sind entsprechende Tests komplizierter; da es sich nicht um Standardverfahren handelt, würde ihre Darstellung den Rahmen dieses Artikels sprengen. Zweitens unterscheiden sich die Ergebnisse der Prüfung beider möglicher Nullhypothesen nur dann, wenn beide nicht abgelehnt werden können. Im Folgenden wird sich jedoch zeigen, dass die hier geprüfte Nullhypothese tatsächlich in vielen Fällen und insbesondere bezüglich der Zahlungsbereitschaft für eine Jahreskarte abgelehnt wird. Auch die Prüfung der gegenteiligen Nullhypothese würde in diesen Fällen also zu keinem anderen Ergebnis führen können.

<sup>13)</sup> Da hier mehrere Tests am gleichen Datensatz durchgeführt werden („multiples Testen“, vgl. STAHEL, 1995, S. 245), steigt die Wahrscheinlichkeit, dass von den Testergebnissen mindestens eines falsch-positiv oder falsch-negativ ist. Dieser Effekt wäre durch eine entsprechende Korrektur des nominellen Signifikanzniveaus zu berücksichtigen, wenn es hier um die Grundsatzentscheidung ginge, ob alle Merkmale gewichtet werden sollen oder nicht. Tatsächlich wird hier jedoch für jedes Merkmal separat entschieden, ob es gewichtet werden soll. Die Resultate der Korrelationstests dienen als Richtlinie für diese Entscheidungen, und auf dieser deskriptiven Ebene kann auf die Anpassung der Tests (z.B. nach der Regel von Bonferroni) verzichtet werden.

Tab. 5

**Korrelation zwischen den Gewichten und einzelnen Merkmalen der Stichprobe (n = 435).**  
**Correlation between weights and different sample characteristics (n = 435).**

Untersuchungsmerkmal	Korrelation mit den Gewichten	
	Korrelationskoeffizient	p-Wert <sup>a</sup>
Alter	-0,16	0,001 **
Geschlecht (Frauenanteil)	0,05	0,311
Einkommen	-0,03	0,567
Haushaltgrösse	-0,10	0,034 *
Haushalte mit Kindern	-0,09	0,053
Beschäftigung		
Erwerbstätige	0,07	0,135
Personen in Ausbildung	0,07	0,132
RentnerIn	-0,09	0,065
Mitgliedschaft in Umweltorganisation	-0,04	0,370
Hundebesitz	-0,21	0,000 ***
Besuchshäufigkeit <sup>b</sup>	-0,93	0,000 ***
Dauer des Waldbesuchs	0,13	0,009 **
Haupttätigkeit		
SpaziergängerIn	0,33	0,000 ***
JoggerIn	-0,24	0,000 ***
BikerIn	-0,04	0,401
Reisezeit zum Wald	0,35	0,000 ***
Zahlungsbereitschaft für eine Jahreskarte	-0,16	0,001 **

<sup>a</sup> Die p-Werte zeigen mit welcher Sicherheit die Nullhypothese „keine Korrelation“ abgelehnt wird. Signifikanzniveaus \*\*\* p-Wert < 0,001, \*\* 0,001 < p-Wert < 0,01, \* 0,01 < p-Wert < 0,05.

<sup>b</sup> Anzahl Besuche im Untersuchungsgebiet während eines Jahres; berechnet aus Klassenmittelwerten.

Besuchshäufigkeit bestimmt werden und diese mit zunehmendem Alter ansteigt.

Die Korrelation der Gewichte mit den im unteren Teil der Tabelle dargestellten besuchsbezogenen Charakteristika ist dagegen (mit einer Ausnahme) stets signifikant. Eine positive Korrelation mit dem Gewichtungsfaktor bedeutet, dass der Mittelwert (bzw. bei dichotomen Merkmalen das Auftreten des Merkmals) durch die Gewichtung erhöht wird. Umgekehrt werden bei einer negativen Korrelation tiefere Werte stärker gewichtet, d.h. die Gewichtung führt zu einer Reduktion des Mittelwertes.

Insbesondere zeigt sich eine negative Korrelation zwischen der Zahlungsbereitschaft und den Gewichten. Das bedeutet, dass Personen mit hoher Zahlungsbereitschaft eine höhere Besuchsfrequenz haben und/oder bei ihren Besuchen die Wahrscheinlichkeit freier Interviewerkapazität höher war als im Durchschnitt aller befragter Personen. Folglich wurden Personen mit hoher Zahlungsbereitschaft mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit befragt. Die Gewichtung proportional zur inversen Auswahlwahrscheinlichkeit führt dazu, dass der Anteil der besonders zahlungsbereiten BesucherInnen in der korrigierten Stichprobe sinkt, und damit auch der geschätzte Mittelwert der Zahlungsbereitschaft.

### 3.3.2 Resultate der beiden Befragungen

Unter Verwendung der in Abschnitt 2.2 aufgeführten Schätzer wurden die Mittelwerte von stetigen Stichprobenmerkmalen und

Anteilswerte von dichotomen Merkmalen sowie deren jeweiligen Standardabweichungen berechnet. Dabei wurden für alle Merkmale ungewichtete und gewichtete Werte berechnet, unabhängig von ihrer Korrelation mit den Gewichten. *Tabelle 6* zeigt die ungewichteten Werte der Quell- und der Zielgebietsbefragung sowie die gewichteten Werte der Zielgebietsbefragung. In der zweitletzten Spalte ist der Effekt der Gewichtung auf den mittleren quadratischen Fehler (MSE) dargestellt. Positive Werte bedeuten, dass der MSE des gewichteten Mittelwertes geringer ist als derjenige des ungewichteten. Schliesslich zeigt die letzte Spalte, ob sich die ungewichteten Mittelwerte zwischen den beiden Befragungen signifikant unterscheiden.<sup>14)</sup>

Für die im oberen Teil von *Tabelle 6* aufgeführten Merkmale konnte die Nullhypothese „keine Korrelation“ in den entsprechenden Tests nicht abgelehnt werden. Nach dem in Abschnitt 2.4.2 formulierten Kriterium wird für diese Merkmale die Verwendung ungewichteter Mittelwerte empfohlen.<sup>15)</sup> Übereinstimmend mit dem Kriterium von Kish (Abschnitt 2.4.1) sind ungewichtete Mittelwerte zu bevorzugen, wenn die Differenz der MSE der Mittelwertschätzer positiv ist. Dies ist einzig für das Geschlecht und das Merkmal ‚BikerIn‘ nicht der Fall.

Die Gewichtung bewirkt in dieser Untersuchung eine Vergrösserung der Varianz des Mittelwertes jeweils um den Faktor 5,8. Die Standardabweichung ist dementsprechend jeweils 2,4mal höher. Die Unterschiede zwischen gewichteten und ungewichteten Mittelwerten sind im oberen Teil der Tabelle im Allgemeinen gering. Die gewichteten Mittelwerte der meisten Merkmale liegen im 95%-Vertrauensbereich der entsprechenden ungewichteten Mittelwerte. Grössere Abweichungen sind lediglich beim Geschlecht und beim Merkmal ‚BikerIn‘ feststellbar. Der Frauenanteil ist in der gewichteten Stichprobe deutlich höher als in der ungewichteten. Im Vergleich mit der Schätzung aus dem Quellgebiet führt die Gewichtung hier zu einer ‚Überkorrektur‘. Der Anteil der Personen, die mit dem Fahrrad im Wald unterwegs waren, wird durch die Gewichtung reduziert, was im Vergleich mit dem Quellgebiet eine Anpassung in die falsche Richtung bedeutet. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass auch die Quellgebietsbefragung keine unstrittige Referenz bietet, weil es sich hier ebenfalls um eine Schätzung handelt, die Zufallsfehler und angesichts der hohen Verweigerungsquote auch systematische Fehler aufweisen kann.

Werden die beiden Befragungen hinsichtlich der diversen ungewichteten Mittelwerte miteinander verglichen (vgl. letzte Spalte in *Tab. 6*), so sind bei den im oberen Teil der Tabelle dargestellten Merkmalen keine signifikanten Unterschiede feststellbar. Damit bestätigt sich die Empfehlung, ungewichtete Mittelwerte zu verwenden, wenn die Merkmale nicht mit den Gewichten korreliert sind.

Der untere Teil von *Tabelle 6* zeigt die Merkmale, die mit den Gewichten korreliert sind. Nur bei der Haushaltgrösse ist nach dem Kriterium von Kish der ungewichtete Mittelwert vorzuziehen, da der MSE des Mittelwertes durch die Gewichtung erhöht wird. Bei den übrigen Merkmalen, die mehrheitlich einen direkten Bezug zu

<sup>14)</sup> Zur Überprüfung der Gleichverteilung von diskreten Merkmalen wurde der Chi-Quadrat-Test (mit Yates-Korrektur) angewendet. Bei stetigen Merkmalen wurde in einem ersten Schritt die Übereinstimmung der Varianzen geprüft (F-Test). Bei einer Ablehnung gleicher Varianzen (d.h. bei einem p-Wert des F-Tests kleiner als 0,05) wurde ein Welch-Test (‚Welch Modified Two-Sample t-Test‘) durchgeführt, andernfalls ein konventioneller t-Test.

<sup>15)</sup> Allerdings ist zu beachten, dass von der Tatsache, dass die Nullhypothese „keine Korrelation“ nicht abgelehnt werden kann, nicht eindeutig auf Unkorreliertheit geschlossen werden kann. Die Beibehaltung der Nullhypothese kann grundsätzlich auch auf einen zu geringen Stichprobenumfang zurückzuführen sein. Insbesondere bei kleinen Stichproben ist deshalb zusätzlich die gegenteilige Hypothese zu testen (vgl. Fussnote 12).



Tab. 6

Mittelwerte und Standardabweichungen (SD) von Stichprobenmerkmalen, Effekt der Gewichtung auf den mittleren quadratischen Fehler (MSE) und Unterschiede zwischen Ziel- und Quellgebietsdaten.

Mean and standard deviation (SD) of sample characteristics, the impact of weighting on the mean squared error and differences between on-site and off-site data.

		Quellgebiet (n=235)	Zielgebiet (n=435)			Ziel- und Quellgebiet
		Mittelwert (SD)	Mittelwert (SD)	Gewichteter Mittelwert (SD)	$\Delta MSE^a$	Unterschiede <sup>b</sup> (ungewichtete Mittelwerte)
Korrelation mit den Gewichten nicht signifikant <sup>c</sup>	Geschlecht (Anteil Frauen)	0,54 (0,03)	0,51 (0,02)	0,60 (0,06)	0,0054	0,44
	Einkommen <sup>d</sup>	7894 (308)	7 984 (217)	7 734 (523)	-164127	0,81
	HH mit Kindern	0,27 (0,03)	0,25 (0,02)	0,22 (0,05)	-0,0015	0,59
	Erwerbstätige	0,69 (0,03)	0,67 (0,02)	0,69 (0,05)	-0,0021	0,80
	Personen in Ausbildung	0,07 (0,02)	0,09 (0,01)	0,09 (0,03)	-0,0009	0,46
	RentnerIn	0,17 (0,02)	0,16 (0,02)	0,12 (0,04)	-0,0001	0,95
	Mitgliedschaft in Umweltorganisation	0,31 (0,03)	0,34 (0,02)	0,35 (0,05)	-0,0025	0,39
	BikerIn	0,09 (0,02)	0,05 (0,01)	0,02 (0,03)	0,0007	0,06
Korrelation mit den Gewichten signifikant	Alter	44 (1,0)	45 (0,7)	43 (1,7)	3,4394	0,25
	Haushaltgrösse	2,2 (0,07)	2,3 (0,06)	2,2 (0,14)	-0,0094	0,45
	Hundebesitz	0,07 (0,02)	0,10 (0,01)	0,05 (0,04)	0,0022	0,21
	Besuchsfrequenz	65 (6,2)	102 (4,6)	11 (11,1)	8162	0,00
	Dauer des Waldbesuchs	1,4 (0,06)	1,3 (0,04)	1,5 (0,09)	0,0200	0,08
	SpaziergängerIn	0,51 (0,03)	0,45 (0,02)	0,72 (0,06)	0,0703	0,13
	JoggerIn	0,18 (0,03)	0,35 (0,02)	0,18 (0,03)	0,0560	0,00
	Reisezeit zum Wald	16 (0,8)	14 (0,6)	16 (0,8)	92,758	0,21
	Zahlungsbereitschaft für eine Jahreskarte <sup>e</sup>	123 (8,7)	178 (11,8)	118 (28,4)	2949	0,00

<sup>a</sup>  $\Delta MSE = MSE(\bar{y}) - MSE(\bar{y}_w)$ : Ist das Vorzeichen der Differenz zwischen dem MSE des ungewichteten und dem MSE des gewichteten Mittelwertes positiv, so ist nach dem Kriterium von Kish der gewichtete Mittelwert vorzuziehen.

<sup>b</sup> p-Werte der 'Tests for equal means', d.h. t-Tests für stetige und Chi-Quadrat-Tests für diskrete Merkmale.

<sup>c</sup> Die Nullhypothese „Merkmal und Gewicht nicht korreliert“ wird im Spearmanschen Korrelationstest abgelehnt (Signifikanzniveau 0,05).

<sup>d</sup> Monatliches Nettoeinkommen des Haushaltes.

<sup>e</sup> Revidierte Zahlungsbereitschaft, ohne Protestantworten.

den Waldbesuchen aufzeigen, wird sowohl die Nullhypothese „keine Korrelation zwischen Merkmal und Gewichten“ deutlich abgelehnt als auch der MSE durch die Gewichtung reduziert. Beide Kriterien legen also übereinstimmend die Verwendung gewichteter Mittelwerte nahe.

Auch hier wird die Varianz des Mittelwertes durch die Gewichtung um den Faktor 5,8 vergrößert. Gleichzeitig weichen die gewichteten Mittelwerte deutlich von den ungewichteten ab und liegen nur bei der Haushaltgrösse innerhalb des 95%-Konfidenz-

intervalles des entsprechenden ungewichteten Mittelwertes. Der Vergleich der ungewichteten Mittelwerte aus dem Ziel- und dem Quellgebiet weist bei den besuchsbezogenen Merkmalen mehrheitlich auf signifikante Unterschiede hin.

Insbesondere zeigt sich bei der Zahlungsbereitschaft für eine Jahreskarte sowohl ein deutlicher Einfluss der Gewichtung als auch ein signifikanter Unterschied zwischen Ziel- und Quellgebiet. Der ungewichtete Wert aus dem Zielgebiet ist rund 1,5mal grösser als der gewichtete Wert und als die durchschnittliche Zahlungsbereit-

schaft in der Quellgebietsbefragung. Die Berechnung des Erholungswertes der Wälder auf der Basis der ungewichteten Zielgebietsdaten würde somit zu einer klaren Überschätzung führen.

### 3.3.3 Interpretation der Resultate

*Fall 1:* Schwache Korrelation zwischen Merkmal und Gewichten, MSE durch Gewichtung erhöht

Die meisten sozioökonomischen Untersuchungsmerkmale waren nur schwach und insignifikant mit den Gewichten korreliert und der MSE des Mittelwertes wurde durch die Gewichtung erhöht. Unter diesen Bedingungen sprechen beide in diesem Artikel vorgestellten Kriterien dafür, ungewichtete Mittelwerte zu verwenden. Werden trotzdem gewichtete Werte verwendet, erhöht sich die Varianz entsprechend der theoretischen Ausführungen zu den Effekten der Gewichtung; dagegen bleiben die Unterschiede zwischen den ungewichteten und den gewichteten Mittelwerten gering, wenn Merkmale und Gewichte nicht signifikant korreliert sind. Die empirischen Resultate stimmen weitgehend mit den theoretischen Erwartungen überein. Nur beim Merkmal ‚RentnerIn‘ liegt der gewichtete Mittelwert knapp ausserhalb des 95%-Vertrauensbereiches des ungewichteten Mittelwertes.

*Fall 2:* Schwache Korrelation zwischen Merkmal und Gewichten, MSE durch Gewichtung reduziert

Bei den beiden Merkmalen ‚Geschlecht‘ und ‚BikerIn‘ wurde ebenfalls kein signifikanter Zusammenhang mit den Gewichten festgestellt. Der MSE des Mittelwertes hingegen wurde durch die Gewichtung reduziert. Es ist hier also nicht eindeutig zu entscheiden, ob die Gewichtung die Schätzung dieser Merkmale verbessert. Werden die Mittelwerte der Quellgebietsbefragung als beste zur Verfügung stehende Referenzgrösse betrachtet, so ist die Gewichtung abzulehnen, da die ungewichteten Mittelwerte näher bei denjenigen der Quellgebietsbefragung liegen als die gewichteten. Wie oben erwähnt, ist bei diesen Vergleichen allerdings einschränkend zu berücksichtigen, dass auch auf Quellgebietsdaten basierende Schätzungen systematische wie auch zufällige Fehler aufweisen können.

*Fall 3:* Signifikante Korrelation zwischen Merkmal und Gewichten, MSE durch Gewichtung erhöht

Die Haushaltgrösse ist mit den Gewichten korreliert, der MSE wird durch die Gewichtung jedoch erhöht. Allerdings ist der Effekt auf den Mittelwert gering und sowohl gewichteter als auch ungewichteter Mittelwert liegen innerhalb des 95%-Vertrauensbereiches der Mittelwertschätzung mit Quellgebietsdaten. Gegen den gewichteten Mittelwert spricht einzig die höhere Varianz.

*Fall 4:* Signifikante Korrelation zwischen Merkmal und Gewichten, MSE durch Gewichtung reduziert

Bei den besuchsbezogenen Charakteristika weisen beide Kriterien deutlich darauf hin, dass ungewichtete Mittelwerte stark verzerrt sind und daher gewichtete Mittelwerte zu verwenden sind. Die einzige Ausnahme bildet das Merkmal ‚BikerIn‘. Der Vergleich mit den Quellgebietsdaten als Referenzgrösse zeigt jedoch, dass auch die gewichteten Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren sind. Bei allen Merkmalen führt die Gewichtung zu einer ‚Überkorrektur‘. Die Gewichtung bewirkt zwar eine Anpassung in die Richtung des Wertes aus dem Quellgebiet, aber der Effekt ist zu stark in dem Sinne, dass die ungewichteten und die gewichteten Mittelwerte des Zielgebiets diejenigen des Quellgebiets einschliessen. Bei einigen Untersuchungsmerkmalen wird die Abweichung vom Mittelwert der Quellgebietsdaten durch die Gewichtung sogar vergrössert. Allerdings gelten auch hier die oben erwähnten Einschränkungen bezüglich der Eignung der Quellgebietsbefragung als unstrittige Referenz. Als weitere mögliche Erklärung für diese Resultate kommt in Betracht, dass bei der Gewichtung Grössen vernach-

lässigt worden sein könnten, die gleichwohl einen Einfluss auf die Auswahlwahrscheinlichkeit haben, oder dass die Datenlage für deren Berechnung teilweise unzureichend gewesen sein könnte.

## 4. DISKUSSION UND FAZIT

Ein zentraler Aspekt der Gewichtung von Zielgebietsdaten ist die Bestimmung der Gewichtungsfaktoren, die einen Ausgleich unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten ermöglichen. Solche Designgewichte sind üblicherweise durch die Untersuchungsanlage bestimmt. Eine breite Verwendung finden sie zum Beispiel bei Quellgebietsbefragungen beim Ausgleich unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten von Einzelpersonen in Abhängigkeit der Haushaltgrösse, wenn pro Haushalt jeweils eine Zielperson ausgewählt wird (DIEKMANN, 2002, S. 365). Die Schwierigkeit der Bestimmung von Designgewichten in Zielgebietsbefragungen besteht darin, dass die Auswahlwahrscheinlichkeit durch verschiedene Ereignisse bestimmt wird, die nur teilweise durch das Untersuchungsdesign kontrolliert werden können.

Während die Gewichtung von Zielgebietsdaten in Abhängigkeit von einzelnen Elementen der Auswahlwahrscheinlichkeit wie Besuchshäufigkeit und -dauer bereits seit längerem diskutiert wurde (z.B. LUCAS, 1963; ROEDER, 1973; NOWELL et al., 1988), wurde erst später versucht, die Einflüsse auf die Auswahlwahrscheinlichkeit zur Herleitung von Gewichtungsfaktoren systematisch zu erfassen (ELSASSER, 1996). Allerdings sind auch dort lediglich Vorschläge für Mittelwertkorrekturen zu finden, ohne dass der Einfluss von Gewichtungen auf Varianzen sowie deren Folgen für die Praktikabilität der Gewichtung berücksichtigt wurden. Diese Lücke konnte hier geschlossen werden. Mit dem Vergleich zwischen Ziel- und Quellgebietsdaten unserer Waldbefragungen konnten wir zudem die Eignung des Modellrahmens für die Herleitung der Gewichte unter Praxisbedingungen empirisch überprüfen. Als wichtigsten Bestimmungsfaktor der Auswahlwahrscheinlichkeit, die von verschiedenen Faktoren beeinflusst wird, identifizierten wir für den vorliegenden Fall die Besuchshäufigkeit. Die Gewichtung führte im Allgemeinen zu einer Anpassung an die Quellgebietsdaten. Die Überkorrektur bei manchen Merkmalen könnte jedoch darauf hinweisen, dass weitere Aspekte des Selektionsprozesses bei der Berechnung der Gewichte in der empirischen Umsetzung nicht hinreichend erfasst wurden.

Die verschiedenen Einflüsse auf die Auswahlwahrscheinlichkeit sind bereits bei der Planung einer Befragung zu berücksichtigen. Durch ein entsprechendes Untersuchungsdesign sind möglichst konstante Auswahlwahrscheinlichkeiten anzustreben. Ein nachträglicher Ausgleich ist verschiedenen Fehlerquellen ausgesetzt und erfordert die Erfassung zusätzlicher Grössen, wie zum Beispiel die Anzahl der PassantInnen für die Berechnung der Interviewerkapazität. Eine vollständige Beseitigung stichprobenbedingter systematischer Fehler ist mit der Verwendung von Designgewichten in Zielgebietsbefragungen praktisch kaum zu erreichen. Zum einen können die einzelnen Wahrscheinlichkeiten empirisch nur annähernd über beobachtete Häufigkeiten – oder wie im Falle der Antwortbereitschaft überhaupt nicht – bestimmt werden. Zum anderen können auch weitere, im Modellrahmen nicht berücksichtigte Grössen die Auswahlwahrscheinlichkeit beeinflussen. So ist zum Beispiel zu vermuten, dass in unserer Befragung von Waldbesuchenden die Auswahl von Personen, die mit dem Fahrrad unterwegs waren, nicht allein durch die hier berücksichtigten Faktoren ‚Besuchshäufigkeit‘ und ‚Interviewerkapazität‘ beeinflusst wurde. Ihr Anteil war in der Zielgebietsbefragung deutlich tiefer als in der Quellgebietsbefragung, und dieser Unterschied wurde durch die Gewichtung nicht ausgeglichen.

Sind die Gewichtungsfaktoren bestimmt, stellt sich die Frage nach den Auswirkungen der Gewichtung auf die Schätzung von Populationsmerkmalen. Basierend auf der statistischen Literatur

wurden die Effekte der Gewichtung in der vorliegenden Untersuchung analytisch dargestellt, um daraus Folgerungen für die praktische Anwendung abzuleiten. Die theoretische Analyse zeigte, dass die Reduktion des systematischen Fehlers bei der Schätzung von Mittelwerten generell mit einer Zunahme der Varianz der Schätzer einhergeht. Unterschiedliche individuelle Auswahlwahrscheinlichkeiten und daraus resultierende Gewichte führen immer zu einer Erhöhung der Varianz, während systematische Fehler nur bei Untersuchungsmerkmalen auftreten, die mit der Auswahlwahrscheinlichkeit korreliert sind. Deshalb ist von einer durchgehenden Verwendung gewichteter Mittelwerte abzu sehen.

In praktischen Anwendungen kann die Entscheidung über die Verwendung gewichteter Mittelwerte auf den mittleren quadratischen Fehler gestützt werden (KISH, 1990; 1992). Dieses Gütekriterium berücksichtigt gleichzeitig zufallsbedingte und systematische Fehler eines Schätzers. Allerdings wird dabei unterstellt, dass der gewichtete Mittelwert dem ‚wahren‘ Wert der zugrunde liegenden Population entspricht. Basierend auf den Auswirkungen der Gewichtung auf den Mittelwert und dessen Varianz haben wir ein weiteres Kriterium für die Verwendung von gewichteten Mittelwerten hergeleitet, das auf der Varianz der Gewichte selbst und deren Korrelation mit den Untersuchungsmerkmalen basiert. Offensichtlich hat die Gewichtung keinen Einfluss, wenn die Varianz der Gewichte Null ist, denn dann werden alle Stichprobenelemente gleich stark gewichtet. Bei positiver Varianz der Gewichte wird die Veränderung des Mittelwertes durch die Korrelation der Gewichte mit dem jeweiligen Merkmal bestimmt. Existiert solch eine Korrelation, dann besteht ein systematischer Zusammenhang zwischen der Auswahlwahrscheinlichkeit und dem Untersuchungsmerkmal. Durch die Gewichtung werden die unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten und daraus entstehende systematische Fehler korrigiert. Gleichzeitig erhöht sich aber auch die Varianz des Mittelwertes, was gleichbedeutend ist mit einer Reduktion der effektiven Stichprobengröße.

Diese Reduktion kann sehr einschneidend sein. Bei den hier verwendeten empirischen Daten wird die Stichprobe durch die Gewichtung effektiv auf etwa ein Sechstel ihres ursprünglichen Umfangs reduziert;<sup>16)</sup> um die gleiche Aussagesicherheit zu erreichen wie bei einer Quellgebietsbefragung, wäre also beispielsweise statt einer Stichprobe von  $n = 1000$  im Quellgebiet eine von  $n = 5820$  im Zielgebiet zu ziehen. Bei noch höherer Varianz der Gewichte, die unter anderen Untersuchungsbedingungen durchaus auftreten kann, wäre der Unterschied noch größer. Die möglichen Effizienzvorteile von Zielgebiets- gegenüber Quellgebietsbefragungen werden dadurch stark relativiert, falls die Untersuchungsmerkmale mit den Auswahlwahrscheinlichkeiten (bzw. den entsprechenden Gewichten) korreliert sind.

Die Prüfung der Korrelation zwischen Gewichten und Untersuchungsmerkmalen ist also für die Praxis von erheblicher Bedeutung. Daher ist auch von Belang, auf welche Weise diese Prüfung vorgenommen wird bzw. wie die Nullhypothese für diese Prüfung formuliert wird. Insbesondere wenn aus theoretischen Erwägungen eine Korrelation zu erwarten ist – wie dies etwa für Zahlungsbereitschaften gegeben ist, die kausal von der Besuchshäufigkeit beeinflusst werden – führt die Prüfung der üblichen Nullhypothese „keine Korrelation“ nur dann zu eindeutigen Ergebnissen, wenn sie im Korrelationstest abgelehnt wird. Wird sie dagegen nicht abgelehnt, so kann dies sowohl auf Unkorreliertheit der Merkmale als auch auf einen zu kleinen Stichprobenumfang zurückzuführen sein. In einem solchen Fall wäre also zusätzlich zu prüfen, ob die alternative Nullhypothese („eine Korrelation zwischen Gewichten und

Untersuchungsmerkmal existiert“) abgelehnt wird. Erst wenn diese Hypothese abgelehnt wird, kann eindeutig geschlossen werden, dass die ungewichteten Werte vorzuziehen sind.

Das Problem unterschiedlicher Auswahlwahrscheinlichkeiten kann in Zielgebietsbefragungen nicht umgangen werden. Daher ist bei der Interpretation und Verallgemeinerung von Ergebnissen aus Zielgebietsbefragungen generell Vorsicht geboten: Ungewichtete Schätzungen können aufgrund der durch unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten entstehenden systematischen Fehler erheblich verzerrt sein. Die Gewichtung korrigiert solche systematischen Fehler, verringert die Aussagesicherheit aber u.U. erheblich; gewichtete Schätzungen können also umgekehrt durch erheblich vergrößerte Zufallsfehler gekennzeichnet sein.

Der Einfluss der Stichprobenauswahl ist insbesondere auch bei ökonomischen Bewertungsstudien zu berücksichtigen, wie am Beispiel des Erholungswertes des Zürcher Stadtwaldes gezeigt. Einerseits werden auf ungewichteten Mittelwertschätzungen basierende aggregierte Werte über- oder unterschätzt, wenn die individuellen Zahlungsbereitschaften mit der Auswahlwahrscheinlichkeit korreliert sind. Andererseits wird die Zuverlässigkeit der gewichteten Schätzungen durch die mit der Gewichtung verbundene Vergrößerung der Vertrauensbereiche eingeschränkt.

Die vorliegende Untersuchung zur Gewichtung von Zielgebietsdaten zeigt zum einen, dass die dargestellten Kriterien zur Verwendung gewichteter oder ungewichteter Kenngrößen die Kenntnis der Gewichte voraussetzt. In der praktischen Anwendung ist somit jede Untersuchung grundsätzlich so anzulegen, dass die aus den individuellen Auswahlwahrscheinlichkeiten basierenden Gewichte hergeleitet werden können. Zum anderen liefert die Darstellung der systematischen und zufallsbedingten Fehler eine Grundlage für die Beurteilung ungewichteter und gewichteter Mittelwerte.

## 5. ZUSAMMENFASSUNG

Befragungen von Waldbesuchenden werden in Untersuchungen zur Erholungsnutzung von Wäldern und zur Bewertung von Erholungsleistungen verbreitet eingesetzt. In Zielgebietsbefragungen, bei denen die Befragten vor Ort ausgewählt werden, zeichnen sich die einzelnen Stichprobeneinheiten durch unterschiedliche Auswahlwahrscheinlichkeiten aus. Anhand eines Modellrahmens wurden die systematische Berücksichtigung der einzelnen Elemente dieser Auswahlwahrscheinlichkeiten aufgezeigt (Tab. 1) und individuelle Gewichtungsfaktoren hergeleitet.

Ausgehend von der theoretischen Analyse der Auswirkungen der Gewichtung auf Mittelwerte und deren Varianzen (Tab. 2), wurden Kriterien für die Verwendung gewichteter Mittelwerte formuliert. Diese basieren entweder auf dem ‚mean squared error‘ oder auf der Korrelation zwischen den Gewichtungsfaktoren und dem zu untersuchenden Merkmal. Gewichtete Mittelwerte sind für diejenigen Untersuchungsmerkmale zu bevorzugen, die mit den Gewichten korreliert sind (Tab. 3).

In der empirischen Anwendung wurden die Kriterien zur Verwendung gewichteter Mittelwerte anhand einer Ziel- und einer Quellgebietsbefragung von Besucherinnen und Besuchern der Stadtwälder von Zürich unter Praxisbedingungen überprüft. Korrelationstests zeigten mehrheitlich signifikante Zusammenhänge zwischen Merkmalen des Waldbesuchsverhaltens und den Gewichtungsfaktoren (Tab. 5). Die Gewichtung von Zielgebietsdaten führte bei diesen Merkmalen in den meisten Fällen zu einer Annäherung an die auf einer Zufallsauswahl basierenden Daten der Quellgebietsbefragung (Tab. 6), also zu einer Reduktion des stichprobenbedingten Bias.

Die analytische Darstellung der Effekte der Stichprobenwahl und der Gewichtung liefert eine Grundlage für die Beurteilung unge-

<sup>16)</sup> Da der effektive Stichprobenumfang  $n' = \frac{n}{1+L}$  ist (vgl. Fußnote 3), und  $1+L$  für die vorliegenden Daten 5,82 beträgt (vgl. Fußnote 11), ergibt sich  $n' = n \cdot \frac{1}{5,82} = 0,178 n$ .



wichteter und gewichteter Kenngrößen von Zielgebietsstichproben. Die empirischen Ergebnisse weisen insbesondere auf die Bedeutung der Stichprobenauswahl in ökonomischen Bewertungstudien hin. Bei der Interpretation und Verallgemeinerung von Schätzergebnissen ist zu berücksichtigen, dass einerseits ungewichtete Werte verzerrt sein können und andererseits die Zuverlässigkeit der gewichteten Schätzungen durch eine Vergrößerung der Vertrauensbereiche reduziert wird.

## 6. Summary

Title of the paper: *Reducing systematic and random errors in on-site data: Theory and empirical results of a survey among forest visitors in Zurich.*

Visitor surveys are widely used to collect information on recreational uses of forests and to estimate recreational values. If visitors are sampled on-site, their selection probabilities depend on external factors and differ, for example, according to visit frequencies. These inequalities are compensated with weights which are inversely proportional to selection probabilities. This article presents a framework for incorporating different elements which influence a visitor's selection probability in an on-site sample (table 1).

Based on a theoretical analysis of the weighting procedure's impact on estimates of mean and its variance (table 2), criteria for the use of weighted means were derived. The first criterion is based on the mean squared error (MSE) of the weighted and the unweighted mean estimates. Following the second criterion, the weighted mean has to be preferred for parameters which are correlated with the weighting variable (table 3).

These criteria were examined empirically by comparing an on-site and an off-site survey of Zurich's forest visitors. Correlation tests between several study parameters and the weighting variable revealed that most parameters related to forest visits are significantly correlated with the weighting variable (table 5). In these cases, weighting the on-site data according to individual selection probabilities reduced the difference between on-site and off-site estimates (table 6) and hence, the sampling bias.

The analytical description of the impact of the sampling process and of the data weighting procedure provides a basis for evaluating unweighted and weighted parameter estimates from on-site samples. Specifically, the empirical results underline the importance of the sampling strategy in economic valuation studies. When interpreting and generalizing estimates from such studies, it has to be considered that on one hand unweighted values may possibly be biased; on the other hand, the reliability of weighted estimates is reduced due to increased confidence intervals.

## 7. Résumé

Titre de l'article: *Réduire les erreurs systématiques et celles liées à l'aléatoire dans les données recueillies sur le terrain: théorie et résultats empiriques d'un sondage auprès des visiteurs en forêt de Zurich.*

Les enquêtes sur l'utilisation des forêts comme espaces de loisirs et l'estimation de la valeur des prestations récréatives recourent largement aux sondages auprès des visiteurs en forêt. Dans les sondages sur le terrain, c'est-à-dire lorsque les personnes interrogées sont sélectionnées sur place, les différentes unités d'échantillonnage se caractérisent par diverses probabilités de sélection. À l'aide d'un cadre modélisé, il a été possible de montrer la prise en considération systématique des éléments qui influencent ces probabilités de sélection (Tab. 1), et de déduire les facteurs individuels de pondération.

Sur la base de l'analyse théorique des effets de la pondération sur les valeurs moyennes et leurs variances (Tab. 2) ont été formulés

des critères pour l'application des valeurs moyennes pondérées. Ceux-ci reposent soit sur le principe du 'mean squared error', soit sur la corrélation entre les facteurs de pondération et le paramètre sujet à étude. On privilégiera les valeurs moyennes pondérées pour les paramètres d'étude corrélés aux variables de pondération (Tab. 3).

Dans la mise en application empirique, les critères pour l'utilisation de valeurs moyennes pondérées ont été examinés dans des conditions pratiques, en se fondant sur deux sondages de visiteurs et visiteurs des forêts urbaines de Zurich, l'un sur le terrain, l'autre en dehors du terrain (par le biais d'envois de questionnaires à des habitants zurichois). Dans leur majorité, les tests de corrélation ont démontré des liens significatifs entre les paramètres liés aux visites en forêt et les facteurs de pondération (Tab. 5). Dans la plupart des cas, la pondération des données recueillies sur le terrain a conduit, pour ces paramètres, à une convergence avec les données du sondage recueillies en dehors du terrain qui reposent sur une sélection aléatoire (Tab. 6). Le risque d'erreurs d'échantillonnage est alors réduit.

La représentation analytique des effets du processus d'échantillonnage et de la pondération des données fournit une base pour l'évaluation des valeurs paramétriques pondérées ou non pondérées des échantillons recueillis sur le terrain. Les résultats empiriques soulignent en particulier l'importance de la sélection des échantillons dans des études d'évaluation économique. Lorsque l'on interprète et généralise les résultats de telles études d'évaluation, il ne faut pas oublier que les valeurs non pondérées peuvent être faussées, et que la fiabilité des évaluations pondérées est réduite par un agrandissement des intervalles de confiance.

Traduction: JENNY SIGOT

## 8. Dank

Wir bedanken uns bei unseren Kollegen und Kolleginnen und zwei anonymen Gutachtern für kritische Anmerkungen zu einer früheren Version des Artikels. Unser Dank gilt auch MANUELA PETER und RITA GOSH für die hilfreiche Diskussion statistischer Fragen. Für die finanzielle Unterstützung des Forschungsprojektes 'Der Erholungswert des Zürcher Waldes' bedanken wir uns bei Grün Stadt Zürich und den WSL-Forschungsprogrammen 'Landschaft im Ballungsraum' und 'Walddynamik'.

## 9. Literatur

- BERNATH, K. und A. ROSCHEWITZ (submitted): Recreational Benefits of Urban Forests: Explaining Visitors' Willingness to Pay in the Context of the Theory of Planned Behavior. *Journal of Environmental Management*.
- BERNATH, K., A. ROSCHEWITZ und S. STUDHALTER (2006): Die Wälder der Stadt Zürich als Erholungsraum: Besucherverhalten der Stadtbevölkerung und Bewertung der Walderholung. Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL), Zürich.
- BÜRG, J., A. OTTITSCH und M. PREGERNIG (1999): Die Wiener und ihre Wälder. Zusammenfassende Analyse sozioökonomischer Erhebungen über die Beziehung der Wiener Stadtbevölkerung zu Wald und Walderholung. Eigenverlag des Instituts für Sozioökonomik der Forst- und Holzwirtschaft, Wien.
- BUWAL (Hrsg.) (1999): Gesellschaftliche Ansprüche an den Schweizer Wald – Meinungsumfrage. Schriftenreihe Umwelt Nr. 309. Bundesamt für Umwelt Wald und Landschaft, Bern.
- COCHRAN, W. G. (1977): Sampling techniques. Wiley, New York.
- DIEKMANN, A. (2002): Empirische Sozialforschung Grundlagen, Methoden, Anwendungen. 8. Auflage. Rowohlt, Reinbek bei Hamburg.
- DILLMAN, D. A. (1978): Mail and Telephone Surveys. The Total Design Method. Wiley, New York.
- ELSASSER, P. (1996): Der Erholungswert des Waldes. Monetäre Bewertung der Erholungsleistung ausgewählter Wälder in Deutschland. Sauerländer, Frankfurt am Main.
- ELSASSER, P. (2001): Probleme der Stichprobenauswahl und der Repräsentativität bei KBM-Umfragen. In: ELSASSER, P. und J. MEYERHOFF (Hrsg.): Ökonomische Bewertung von Umweltgütern. Metropolis-Verlag, Marburg: 17–36.

- GABLER, S. und S. HÄDER (1997): Wirkung von Gewichtungen bei Face-to-Face- und Telefonstichproben. In: GABLER, S. (Hrsg.): Stichproben in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen: 221–245.
- GABLER, S., J. H. P. HOFFMEYER-ZLOTNIK und D. KREBS (1994): Gewichtung in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen.
- GREENE, W. H. (2003): Econometric analysis. Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- HUTCHINSON, W. G., R. SCARPA, S. M. CHILTON und T. MCCALLION (2001): Parametric and non-parametric estimates of willingness to pay for forest recreation in Northern Ireland: A discrete choice contingent valuation study with follow-ups. *Journal of Agricultural Economics* **52**(1): 104–122.
- KISH, L. (1965): Survey sampling. Wiley, New York.
- KISH, L. (1987): Statistical design for research. Wiley, New York.
- KISH, L. (1990): Weighting: Why, When and How? A Survey for Surveys. Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association: 121–130.
- KISH, L. (1992): Weighting for unequal Pi. *Journal of Official Statistics* **8**: 183–200.
- KISH, L. und S. HEERINGA (2003): Selected papers. Wiley-Interscience, Hoboken, New Jersey.
- KLAPHAKE, A. und J. MEYERHOFF (2003): Der ökonomische Wert städtischer Freiräume. Eine Anwendung der Kontingenten Bewertung auf eine städtische Parkanlage in Berlin. *Raumforschung und Raumordnung* **61**(1–2): 107–117.
- KLEIBER, O. (2003): Ökonomische Aspekte der Freizeitaktivitäten im Wald. In: BAUR, B. (Hrsg.): Freizeitaktivitäten im Baselbieter Wald. Ökologische Auswirkungen und ökonomische Folgen. Verlag des Kantons Basel-Landschaft, Liestal.
- LINDHAGEN, A. (1996): Forest recreation in Sweden. Four case studies using quantitative and qualitative methods. Dissertation, Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala.
- LÖWENSTEIN, W. (1994): Die Reisekostenmethode und die Bedingte Bewertungsmethode als Instrumente zur monetären Bewertung der Erholungsfunktion des Waldes: Ein ökonomischer und ökonometrischer Vergleich. Sauerländer, Frankfurt am Main.
- LUCAS, R. C. (1963): Bias in Estimating Recreationists' Length of Stay from Sample Interviews. *Journal of Forestry* **61**(12): 912–914.
- LUTTMANN, V. und H. SCHRÖDER (1995): Monetäre Bewertung der Fernerholung im Naturschutzgebiet Lüneburger Heide. Sauerländer, Frankfurt am Main.
- NOWELL, C., M. A. EVANS und L. McDONALD (1988): Length-Biased Sampling in Contingent Valuation Studies. *Land Economics* **64**(4): 367–371.
- ROEDER, A. (1973): Gewichtungsverfahren und ihre Anwendung bei der Ermittlung von Besucherzahlen. *Forstarchiv* **44**(2): 30–33.
- RÖSCH, G. (1994): Kriterien der Gewichtung einer nationalen Bevölkerungsstichprobe. In: GABLER, S., J. H. P. HOFFMEYER-ZLOTNIK und D. KREBS (Hrsg.): Gewichtung in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen: 7–26.
- ROTHER, G. (1994): Wie (un)wichtig sind Gewichtungen? Eine Untersuchung am ALLBUS 1986. In: GABLER, S., J. H. P. HOFFMEYER-ZLOTNIK und D. KREBS (Hrsg.): Gewichtung in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen: 62–87.
- ROTHER, G. und M. WIEDENBECK (1994): Stichprobengewichtung: Ist Repräsentativität machbar? In: GABLER, S., J. H. P. HOFFMEYER-ZLOTNIK und D. KREBS (Hrsg.): Gewichtung in der Umfragepraxis. Westdeutscher Verlag, Opladen: 46–61.
- SCHULBERT, H., R. MAGGI, R. ITEN, C. NIELSEN, T. LANG, I. BUSE und J. HENZMANN (1988): Wertvolle Umwelt. Ein wirtschaftswissenschaftlicher Beitrag zur Umwelteinschätzung in Stadt und Agglomeration Zürich. Zürcher Kantonalbank, Zürich.
- STAHEL, W. A. (1995): Statistische Datenanalyse. Eine Einführung für Naturwissenschaftler. Vieweg, Braunschweig.
- TYRVÄINEN, L. (2001): Economic valuation of urban forest benefits in Finland. *Journal of Environmental Management* **62**(1): 75–92.

*Neuerscheinung:*

# **Waldbauliche Behandlung der Auenwälder am Oberrhein unter besonderer Berücksichtigung der Stieleiche (*Quercus robur* L.)**

**Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen  
und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Band 140**

Von CHRISTIAN KÜHNE, NORBERT BARTSCH und ERNST RÖHRIG

ISBN 3-7939-5140-5. Kartoniert € 18,00  
138 Seiten mit 15 Abbildungen und 43 Tabellen

Der vorliegende Band stellt die Ergebnisse umfangreicher Versuche zur Verjüngung der Stieleiche in den Auenwäldern am Oberrhein vor. Daraus werden Empfehlungen für die künftige waldbauliche Behandlung dieser Standorte abgeleitet. Berücksichtigt werden hierbei auch die aktuellen Diskussionen und Planungen zum Hochwasserschutz.

Auenwälder sind in ihrer Artenzusammensetzung, Struktur und Dynamik abhängig von Dauer, Häufigkeit, Stärke und zeitlichem Auftreten von Hoch- und Niedrigwasser. Sie haben für den Landschaftshaushalt eine nicht zu ersetzende Bedeutung. Wegen des Nährstoff- und Humusreichtums bieten die Auenwälder vielen Baumarten die Möglichkeit zu hoher Produktion auch von wertvollen Holzsortimenten. Ihre Biodiversität ist so hoch wie in keinem anderen mitteleuropäischen Waldtyp. Durch vielfache wasserbauliche Eingriffe zum Ausbau des Rheins wurde die ehemalige Aue in ihrem Landschaftsgefüge fast völlig umgewandelt und die Wälder stark zurückgedrängt. Die Stieleiche war neben den Ulmenarten die dominierende Baumart der Auenwälder. Ihr Vorkommen in den Beständen ist im vergangenen Jahrhundert stark zurückgegangen. Waldbauliche Anstrengungen ihren Anteil wieder zu erhöhen, waren wenig erfolgreich.

Um den Gründen hierfür nachzugehen, wurde im Jahr 1997 durch das Institut für Waldbau der Universität Göttingen und die Landesforstverwaltung Rheinland-Pfalz ein Forschungsvorhaben zur natürlichen und künstlichen Verjüngung der Stiel-

eiche in den Pfälzer Rheinauen begonnen. Ziel des Forschungsprojektes war es, in Zusammenarbeit mit der forstlichen Praxis waldbauliche Verfahren zu entwickeln, mit denen sich der Stieleichenanteil unter den gegenwärtigen Standorts- und Bestockungsverhältnissen der Rheinauenwälder erhöhen, zumindest aber erhalten lässt. Die Kulturversuche in der Überflutungsauere ergaben, dass sich die Stieleiche durch Naturverjüngung und Saat nicht verjüngen lässt. Die Stieleiche kann nur durch sehr sorgfältige Pflanzung von Großpflanzen eingebracht werden. Auch hierbei können je nach Hochwassersituation im Pflanzjahr hohe Ausfälle auftreten. Unter den derzeitigen Standortsverhältnissen lassen sich auch andere Baumarten nur unzureichend verjüngen oder weisen nach Hochwasser Schäden auf.

Daraus ergibt sich die Folgerung, die Standorte der Überflutungsauere forstlich extensiv zu bewirtschaften und die Stieleiche nur sehr begrenzt als Mischbaumart einzubringen. In den pfälzischen Rheinauen ist die Anlage von Hochwasser-Rückhalteräumen (Polder) im Planungs- oder Baustadium. Eine regelmäßige „Ökologische Flutung“ der beabsichtigten Retentionsräume wird zweifellos zu einer Veränderung der Hochwassersituation führen. Die in diesem Band vorgestellten Untersuchungen zeigen, dass eine Verkürzung der Hochwasserdauer in der Vegetationszeit und eine Verminderung der Überflutungshöhe die Verjüngungs- und Aufwuchsbedingungen für die typischen Laubbaumarten des Hartholzauenwaldes verbessern könnten.

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



*Neuerscheinung:*

# **Der Naturwald Bruchberg im Nationalpark Harz – Vegetation, Waldstruktur und Arthropodenfauna**

**Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen  
und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Band 141**

Von MARTIN WECKESSER, JÖRG E. U. SCHMIDT, PETER MEYER,  
WILHELM UNKRIG und ANNE WEVELL VON KRÜGER

ISBN 3-7939-5141-3. Kartoniert € 18,00  
132 Seiten mit 41 Abbildungen und 23 Tabellen

„Aus Urwäldern lernen“ – dieser Gedanke ist bereits frühzeitig von mitteleuropäischen Forstleuten und Vegetationskundlern formuliert worden. In Deutschland kommen vom Menschen weitgehend unberührte Wälder allerdings nur in verschwindend geringen Flächenanteilen vor. Um dieses Manko auszugleichen, wurde in den letzten 35 Jahren ein Netz von unbewirtschafteten Waldschutzgebieten aufgebaut, zu denen auch die so genannten Naturwälder gehören. In diesen Totalreservaten finden keinerlei Eingriffe durch die Forstwirtschaft mehr statt. Für Forstwissenschaft und Biologie bilden solche Gebiete einzigartige „Forschungslaboratorien“, in denen die ungestörte Entwicklung von Wäldern samt ihrer Tier- und Pflanzengemeinschaften studiert werden kann.

Der Naturwald Bruchberg liegt inmitten der natürlichen Fichtenzone des Harzes und zeichnet sich durch ein vielfältiges Mosaik aus Wäldern und baumarmen Mooren aus. Bereits seit 1970 wird das Reservat nicht mehr bewirtschaftet und eignet sich daher gut zur Untersuchung der natürlichen Dynamik von Fichtenwäldern. Dies gilt insbesondere für die Auswirkungen großflächigen Borkenkäferbefalls auf die Struktur und Zusammensetzung der Lebensgemeinschaften.

Durch die Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt wird seit nunmehr 30 Jahren die Waldstruktur im Gebiet dokumentiert. Es erfolgte eine flächendeckende waldkundliche Erfassung im Rahmen einer Stichprobeninventur, und parallel wurden faunistische sowie floristische und vegetationskundliche Forschungsarbeiten durchgeführt. Auf Grundlage dieser Datenbasis wird das Beziehungsgefüge zwischen Waldstruktur, vorhandenen Lebensgemeinschaften und standörtlichen Verhältnissen untersucht, und aus der Synthese werden Schlussfolgerungen für Waldbau und Waldnaturschutz in Fichtenwäldern gezogen.

Die Arbeit „Der Naturwald Bruchberg im Nationalpark Harz“ stellt erstmals die wichtigsten Forschungsergebnisse über ein solches Waldreservat in den Harz-Hochlagen monografisch zusammen und soll einen Ausgangs- und Bezugspunkt für weitere langfristig angelegte Forschungen bilden. Im Mittelpunkt stehen dabei die Veränderungen des Waldökosystems nach dem großflächigen Absterben ganzer Bestände. Das Buch wendet sich an alle Forstwissenschaftler, Naturschützer und Biologen, die an den Tier- und Pflanzengemeinschaften und der natürlichen Dynamik naturnaher Fichtenwälder interessiert sind.

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