

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

ISSN 0002-5852

## INHALTSVERZEICHNIS

### AUFSATZE

- |  |   |
|--|---|
| D. Schindler<br>und H. Mayer   | Forstmeteorologische Untersuchungen zur Trockenheit 2003<br>im Südwesten Deutschlands ..... 21<br>(Forest meteorological investigation of the drought 2003 in<br>the southwest of Germany)  |
| E. Kublin  | Überlegungen zur Verbesserung der Durchmesser- und<br>Sortenprognose bei der Wiederholungsinventur – BWI III . 38<br>(Considerations for Improving Diameter and Assortment<br>Predictions in the next National Inventory – BWI III)   |
| I. Hebel, E. Aldinger,<br>R. Haas, M. Karopka,<br>A. Bogenrieder<br>und A. Dounavi                 | Untersuchungen zur Pollenverbreitung und Pollenkontamina-<br>tion in einer Eschen-Samenplantage ( <i>Fraxinus excelsior</i> L.) 44<br>(Pollen dispersal and pollen contamination in an ash seed<br>orchard ( <i>Fraxinus excelsior</i> L.))   |
| P. A. Insinna,<br>U. Schmitt,<br>G. von Wuehlisch,<br>J.-W. Seo,<br>Chr. Gutschmidt<br>und B. Götz | Vergleichende Untersuchung zur Holzbildungsdynamik von<br><i>Pinus sylvestris</i> L. und <i>Pinus ponderosa</i> DOUGL. ex P. et<br>C. LAWS. im Trockenjahr 2003 ..... 50<br>(Comparative investigation on wood formation dynamics of<br><i>Pinus sylvestris</i> L. and <i>Pinus ponderosa</i> DOUGL. ex P. et<br>C. LAWS. in draught year 2003) |

BUCHBESPRECHUNG ..... 56

**178. JAHRGANG 2007 HEFT 2/3 FEBRUAR/MARZ**  
**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 (0 69) 55 52 17, Telefax (069) 5 96 43 44. eMail: aulbach@sauerlaender-verlag.com. Internet: www.sauerlaender-verlag.com. *Bankkonten:* Commerzbank, Frankfurt a. M. 5 408 075; Frankfurter Sparkasse (Girokonto 96958); 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, Büsengweg 5, D-37077 Göttingen

## Die Anschriften der Mitarbeiter von Heft 2/3 des 178. Jahrgangs:

Dr. E. ALDINGER, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldökologie, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg.

Prof. Dr. A. BOGENRIEDER, Universität Freiburg, Fakultät für Biologie, Institut für Biologie II, Abt. Geobotanik, Schänzlestr. 1, D-79104 Freiburg.

Dr. AIKATERINI DOUNAVI, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldökologie, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg. E-Mail: aikaterini.dounavi@forst.bwl.de.

Dr. B. GÖTZ, Fachhochschule Eberswalde, Fachbereich Forstwirtschaft, Forstbotanischer Garten, Am Zainhammer 5, D-16225 Eberswalde.

Dipl. Ing. Forst CHR. GUTSCHMIDT, Fachhochschule Eberswalde, Fachbereich Forstwirtschaft, Forstbotanischer Garten, Am Zainhammer 5, D-16225 Eberswalde.

R. HAAS, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldökologie, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg.

Dr. I. HEBEL, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldökologie, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg

Dipl.-Forstw. PATRICK INSINNA, Fachhochschule Eberswalde, Fachbereich Forstwirtschaft, Forstbotanischer Garten, Am Zainhammer 5, D-16225 Eberswalde. E-Mail: pinsinna@fh-eberswalde.de.

Dipl.-Ing. M. KAROPKA, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldökologie, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg.

Dr. EDGAR KUBLIN, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Biometrie und Informatik, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg. E-Mail: Edgar.Kublin@forst.bwl.de.

Prof. Dr. HELMUT MAYER, Universität Freiburg, Meteorologisches Institut, Werderring 10, D-79085 Freiburg.

Dr. DIRK SCHINDLER, Universität Freiburg, Meteorologisches Institut, Werderring 10, D-79085 Freiburg. E-Mail: dirk.schindler@meteo.uni-freiburg.de.

Dr. U. SCHMIDT, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Holzbiologie und Holzschutz, Leuschnerstr. 91, Postfach 800209, D-21002 Hamburg.

M. Sc. Agriculture J.-W. SEO, Universität Hamburg, Abt. Holzbiologie, Leuschnerstr. 91, Postfach 800209, D-21002 Hamburg.

Dr. G. VON WUEHLISCH, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Siecker Landstr. 2, D-22927 Großhansdorf.

## Verfasser der Buchbesprechung:

Prof. Dr. UWE EDUARD SCHMIDT, Universität Freiburg, Institut für Forst- und Umweltpolitik, Arbeitsbereich Wald- und Forstgeschichte, Tennenbacher Str. 4, D-79085 Freiburg.

## 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

## Beilagenhinweis

Diesem Heft liegen Titelbogen und Inhaltsverzeichnis zum 177. Jahrgang der Allgemeinen Forst- und Jagdzeitung bei.



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>

# Forstmeteorologische Untersuchungen zur Trockenheit 2003 im Südwesten Deutschlands

Aus dem Meteorologischen Institut der Universität Freiburg

(Mit 8 Abbildungen und 9 Tabellen)

Von D. SCHINDLER<sup>\*)</sup> und H. MAYER

(Angenommen Mai 2006)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Trockenheit 2003; Lufttemperatur; Niederschlag; Trockenheitsindex; klimatische Wasserbilanz; relative nutzbare Bodenwasserkapazität; Baden-Württemberg.*

*Drought 2003; air temperature; precipitation; drought index; climatic water balance; relative available soil water capacity; Baden-Wuerttemberg.*

## 1. EINLEITUNG

Der Sommer 2003 war in Europa außergewöhnlich heiß und trocken. Diese Witterung wurde durch anhaltende, sich immer wieder erneuernde, antizyklonale Großwetterlagen zwischen April und September hervorgerufen (BLACK et al., 2004; FINK et al., 2004). In Kombination mit sehr geringem Niederschlag N (RUDOLF, 2004) führten die extrem hohen Werte der Lufttemperatur in weiten Teilen Europas zur außergewöhnlichen Sommertrockenheit 2003. Sie wird vielfach als Ausdruck des Klimawandels angesehen. Das Gebiet mit den höchsten Tagesmittelwerten der in der Standardmesshöhe von 2 m über Grund erhobenen bodennahen Lufttemperatur  $T_a$  umfasste Frankreich, Norditalien, Schweiz und den Südwesten von Deutschland. Juni und August 2003 waren die wärmsten Monate und wiesen gegenüber den  $T_a$  Mitteln in der Klimanormalperiode 1961–1990 die größten Abweichungen auf (FINK et al., 2004; SCHÄR et al., 2004). SCHÖNWIESE et al. (2004) bestimmten für Deutschland eine  $T_a$  Anomalie im Sommer 2003 (Mittelwert über die Monate Juni bis August) von 3,4 °C gegenüber der Klimanormalperiode 1961–1990.

Der Klimawandel kann regional differenziert für Waldökosysteme eine Reihe von Stressfaktoren schaffen, die u.a. durch die damit in Zusammenhang stehenden Veränderungen der Energie-, Wasser- und Nährstoffhaushalte von Wäldern verursacht werden (u.a. SCHWALM und EK, 2001; RENNENBERG et al., 2004). Retrospektive statistische Analysen für Mitteleuropa weisen darauf hin, dass steigende  $T_a$  Werte insbesondere zu einem verfrühten Beginn und damit einer Verlängerung der Vegetationsperiode führen (FABIAN und MENZEL, 1998; PARRY, 2000; CHMIELEWSKI und RÖTZER, 2001; BURROUGHS, 2003; LWF, 2003). In den Wintermonaten nehmen die mittleren  $T_a$  Werte im Allgemeinen stärker als in den Sommermonaten zu (BAYFORKLIM, 1999; EEA, 2004; MAYER et al., 2005). Gleichzeitig besteht die Tendenz, dass N in vielen Regionen der Erde während der Vegetationsperiode – trotz vereinzelter, extremer konvektiver Niederschläge – geringer wird. In den Wintermonaten steigt N dagegen deutlich an, so dass es insgesamt oft zu einer Erhöhung des jährlichen Niederschlags kommt (RAPP und SCHÖNWIESE, 1996; BAYFORKLIM, 1999; GÜNTHER, 2004; MAYER et al., 2005).

Anders als der langsam fortschreitende Klimawandel haben Änderungen der Frequenz, des Vorkommens und der Intensität meteorologischer Extremereignisse unmittelbare Folgen für Öko-

systeme und die menschliche Gesellschaft (KUNKEL et al., 1999; LINDNER, 1999; MEEHL et al., 2000; PARMESAN et al., 2000; POUTTU und DOBBERTIN, 2000; MURNANE, 2004). Witterungsextreme wie ausgeprägte Trockenperioden stellen für Waldbäume Stresssituationen dar (u.a. REINHARD et al., 2005). Sie beeinflussen die jährliche Variabilität der phänotypischen Dynamik und spielen für die Bildung von Ereignis- und Weiserjahren oft eine entscheidende Rolle (EICHKORN, 1986; GERECKE, 1986; GÄRTNER und STOLL, 1990; BECKER und GLASER, 1991; SCHWEINGRUBER, 1991). Trockenperioden gehören zu den größten zukünftigen Herausforderungen für die Forstwirtschaft in Deutschland (SPIECKER et al., 2000; LINDNER et al., 2002; RENNENBERG et al., 2004).

Die extreme Trockenheit im Sommer 2003 setzte in vielen europäischen Ländern den Wäldern zu (UNEP, 2004). Der Witterungsverlauf 2003 beeinflusste sowohl direkt als auch indirekt den Vitalitätszustand der Wälder in Süddeutschland. In Bayern (LWF, 2004b) und Baden-Württemberg (FVA, 2004) wurden an zahlreichen Baumarten eindeutige Trockenheitssymptome (z.B. Laubverluste, Wipfeldürre, Schädigungen des Feinwurzelsystems) beobachtet. Hitze und Trockenheit verursachten vor allem bei der Fichte einen deutlichen Anstieg der Käferholzmenge.

Eine allgemeingültige Definition von Trockenheit ist wegen ihrer Vielschichtigkeit schwierig. So zeigen Trockenperioden in komplexem Gelände wie z.B. Mittelgebirgslandschaften eine räumliche und zeitliche Variabilität. In verschiedenen Lebensbereichen bestehen außerdem oft unterschiedliche Wasseransprüche. Trockenheit entsteht schleichend und ist nicht immer sofort erkennbar. Eine vergleichsweise sehr einfache Definition lautet: Von Trockenheit kann dann ausgegangen werden, wenn zu wenig Wasser vorhanden ist, um einen Wasserbedarf beliebiger Art zu decken (REDMOND, 2002). Prinzipiell wird zwischen meteorologischer, hydrologischer, biologischer und sozioökonomischer Trockenheit unterschieden (WILHITE und GLANZ, 1985; RASMUSSEN et al., 1993). Die drei erstgenannten Trockenheitstypen entstehen durch verschiedene Ausprägungen von Wassermangel (WILHITE, 2000) und resultieren in der sozioökonomischen Trockenheit.

Bisher liegen nur wenige meteorologische Ergebnisse zur sommerlichen Trockenheit im Jahr 2003 vor dem Hintergrund ihrer forstlichen Relevanz vor (u.a. LWF, 2004a; MÜLLER, 2005). Um die daraus resultierenden Erkenntnisse belastbarer zu machen, hat diese Studie die Zielsetzung, die Trockenheit 2003 im Südwesten Deutschlands, d.h. in der Region, die in Deutschland am stärksten von diesem extremen Witterungsereignis betroffen war, unter forstmeteorologischen Aspekten zu analysieren. Zur Abschätzung möglicher Konsequenzen auf das Waldwachstum wird die Witterungssituation im Jahr 2003 der mittleren jährlichen Witterungssituation in der Klimanormalperiode 1961–1990 und der Witterung im baumartübergreifenden, negativen Weiserjahr 1976 (MAYER et al., 1988; GÄRTNER und STOLL, 1990; BECKER und GLASER, 1991) gegenübergestellt.

## 2. VERWENDETE KLIMADATEN

Grundlage dieser Untersuchung sind Tagesmittelwerte von Lufttemperatur  $T_a$  und relativer Luftfeuchte RH sowie Tagessummen

<sup>\*)</sup> Dr. DIRK SCHINDLER und Prof. Dr. HELMUT MAYER, Meteorologisches Institut der Universität Freiburg, Werderring 10, D-79085 Freiburg. E-mail: [dirk.schindler@meteo.uni-freiburg.de](mailto:dirk.schindler@meteo.uni-freiburg.de)

Tab. 1

**Geographische Lage ausgewählter Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes  
in Baden-Württemberg und ihre Zuordnung zu forstlichen Wuchsgebieten;  
Anordnung der Klimastationen nach ihrer Höhe über NN.**

**Geographical location of the selected climate stations of the German Weather Service  
in Baden-Wuerttemberg and their assignment to forested growth areas;  
grouping of the climate stations according to their elevation above sea level.**

Klimastation	geogr. Breite N	geogr. Länge E	Höhe (m ü. NN)	Wuchsgebiet
Mannheim	49°30′	08°33′	96	Oberrhinesisches Tiefland
Eberbach	49°27′	08°58′	178	Odenwald
Schallstadt-Mengen	47°57′	07°42′	215	Oberrhinesisches Tiefland
Murrhardt	48°58′	09°34′	344	Neckarland
Buchen	49°31′	09°18′	350	Odenwald
Weingarten	47°48′	09°37′	440	SW-deutsches Alpenvorland
Sigmaringen	48°04′	09°12′	580	Schwäbische Alb
Donaueschingen	47°57′	08°30′	677	Baar-Wutach
Isny	47°41′	10°02′	712	SW-deutsches Alpenvorland
Villingen-Schwenningen	48°03′	08°28′	720	Baar-Wutach
Bad Wildbad	48°45′	08°32′	740	Schwarzwald
Laichingen	48°29′	09°42′	747	Schwäbische Alb
St. Blasien	47°45′	08°07′	785	Schwarzwald
Freudenstadt	48°27′	08°24′	797	Schwarzwald
Hinterzarten	47°53′	08°06′	883	Schwarzwald
Klippeneck	48°06′	08°45′	983	Schwäbische Alb

des Niederschlags  $N$ , die an 16 ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes (DWD) in Baden-Württemberg erhoben wurden (Tabelle 1). Die Klimastationen sind den forstlichen Wuchsgebieten Baden-Württembergs zugeordnet und sollen die dort herrschenden klimatischen Bedingungen repräsentieren. Die Qualitätskontrolle der Klimadaten erfolgte nach dem bei MAYER et al. (2005) angegebenen Verfahren.

Da sich die DWD Klimastationen generell im Siedlungsbereich und nicht auf Waldstandorten befinden, können aus dieser Untersuchung zwangsläufig keine exakten quantitativen Angaben über lokale, prozessbasierte Trockenstressbedingungen (z.B. Wasserversorgung im Wurzelraum) für konkrete Wälder im Jahr 2003 erwartet werden. Die Stärke der DWD Daten liegt aber darin, dass sie die räumliche und zeitliche Charakterisierung des extremen Witterungsereignisses 2003 – und damit der atmosphärischen Rahmenbedingung für Wälder – in vergleichender Weise, d.h. über die Einbeziehung der Klimanormalperiode 1961–1990 und des Trockenjahres 1976, in einer Region ermöglichen, die davon am stärksten betroffen war. Dadurch lässt sich die meteorologische Trockenheit 2003, die die Voraussetzung für eine biologische Trockenheit bildet, differenziert beurteilen.

### 3. QUANTIFIZIERUNG VON TROCKENHEIT

#### 3.1 Trockenheitsindizes

Aufgrund der verschiedenen Indikatoren von Trockenheit sind für ihre Quantifizierung eine ganze Reihe meteorologischer, hydrologischer und biologischer Trockenheitsindizes entwickelt worden (u.a. MESHCHERSKAYA und BLAZHEVICH, 1997; HEIM, 2002; KEYANTASH und DRACUP, 2002). Die Indizes basieren auf meteorologischen und hydrologischen Kenngrößen und sind z.T. an verschiedene Regionen der Erde angepasst. Nachfolgend werden die Trockenheitsindizes erläutert, die sich in dieser Studie mit den für das Stationskollektiv verfügbaren Klimadaten berechnet ließen. Da

es sich dabei um lediglich drei Klimavariablen handelt, sind diese Trockenheitsindizes vergleichsweise einfach. Sie beruhen allerdings auf Klimavariablen mit großer forstlicher Relevanz, so dass die damit erzielten Resultate für eine vergleichende, forstmeteorologisch relevante Kennzeichnung des Trockenjahres 2003 geeignet sind.

#### 3.2 Klimatische Wasserbilanz

Die von der Landnutzung unabhängige klimatische Wasserbilanz KWB eines Standortes ist die Differenz zwischen der dort gemessenen Niederschlagshöhe  $N$  und der für diesen Ort bestimmten potentiellen Verdunstung  $V_{\text{pot}}$ . Die potentielle Verdunstung wird in dieser Untersuchung nach dem HAUDE-Ansatz (u.a. BAUMGARTNER und LIEBSCHER, 1990) mit dem HAUDE-Faktor für Wald berechnet.

Wenn nach Integration über die Vegetationsperiode oder über das Gesamtjahr stationsspezifisch  $V_{\text{pot}}$  größer als  $N$  ist, wird über die negativen Werte von KWB eine potenziell limitierte Wasserverfügbarkeit angezeigt. Sie bildet im Rahmen dieser Untersuchung einen Indikator für die meteorologische Trockenheit, der auf mehreren klimatischen Basisvariablen beruht. Im Gegensatz zum Niederschlag allein stellt KWB ein erstes prozessbezogenes Maß zur Identifizierung von meteorologischer Trockenheit dar. Eine graduelle Abstufung von KWB ist in dieser Untersuchung mangels geeigneter Kriterien nicht vorgesehen.

#### 3.3 Trockenheitsindex nach DE MARTONNE

Der Trockenheitsindex dMI nach DE MARTONNE (1926) wird auf Jahresbasis wie folgt berechnet:

$$\text{dMI} = \frac{N}{(T_a + 10)} \quad (1)$$

mit:



N: Jahressumme des Niederschlags (mm)  
 $T_a$ : Jahresmittelwert der Lufttemperatur ( $^{\circ}\text{C}$ )

Die Einstufung der Trockenheit in der Vegetationsperiode (Mai–September) erfolgt über  $\text{dMI}_{\text{veg}}$  (KLAP et al., 2000):

$$\text{dMI}_{\text{veg}} = \frac{n_j}{n_{\text{veg}}} \frac{N_{\text{veg}}}{(T_{a,\text{veg}} + 10)} \quad (2)$$

mit:

$n_j$ : Anzahl der Tage pro Jahr  
 $n_{\text{veg}}$ : Anzahl der Tage in der Vegetationsperiode (Mai–September)  
 $N_{\text{veg}}$ : Niederschlagssumme (mm) in der Vegetationsperiode (Mai–September)  
 $T_{a,\text{veg}}$ : Mittelwert der Lufttemperatur ( $^{\circ}\text{C}$ ) in der Vegetationsperiode (Mai–September)

Abnehmende Werte für  $\text{dMI}$  bzw.  $\text{dMI}_{\text{veg}}$  sind Indikatoren für trockenere Witterungsbedingungen. Für die in Ökosystemen nachgewiesene Trockengrenze gibt WEISCHET (1991) als Grenzwert zwischen aridem und humidem Klima an:  $\text{dMI} = 20$ . Nach KLAP et al. (2000) treten an Waldbäumen keine Trockenstresssymptome bei Werten von  $\text{dMI} > 40$  auf. Bei  $\text{dMI} < 35$  ist mit schwachen und bei  $\text{dMI} < 25$  mit deutlichen Trockenstresssymptomen zu rechnen.

### 3.4 Relative nutzbare Bodenwasserkapazität

Die relative nutzbare Bodenwasserkapazität  $n\text{WK}$  bildet in dieser Untersuchung den Trockenheitsindex mit der umfangreichsten Prozessbasis und dem direktesten Bezug zu Wäldern.  $n\text{WK}$  wird verwendet, um stationsspezifische Unterschiede der niederschlagsabhängigen Wasserverfügbarkeit zwischen der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie den beiden Trockenjahren 1976 und 2003 aufzuzeigen. Für diese Untersuchungszeiträume wurde  $n\text{WK}$  an den ausgewählten Klimastationen über die Anwendung des forstlichen Wasserhaushaltsmodells WBS3 (SCHMIDT, 1990) auf Tagesbasis simuliert.

Aufgrund seiner Prozessstruktur hat WBS3 den Charakter eines Screening-Modells. Dennoch erwies es sich bisher als relativ leistungsfähig (z.B. FRITSCH, 1998), was u.a. auf den gutachtlich festgelegten Modellannahmen beruht. Ausschlaggebend für die Wahl von WBS3 war, dass – im Gegensatz zu anderen, physikalisch stärker fundierten forstlichen Wasserhaushaltsmodellen (z.B. BROOK90) – relativ wenige meteorologische Eingangsgrößen erforderlich sind. Dadurch eignet sich WBS3 für die vergleichende Analyse von Zuständen des meteorologisch geprägten Wasserhaushalts an verschiedenen Standorten. In seiner Ursprungsform benötigt WBS3 als meteorologische Eingangsdaten nur die tägliche Niederschlagshöhe  $N$  sowie den Tagesmittelwert der Lufttemperatur  $T_a$ . Da von den Klimastationen in dieser Untersuchung auch Werte für die relative Luftfeuchte  $RH$  zur Verfügung standen, konnte in WBS3 der ursprüngliche Ansatz für die potentielle Verdunstung nach HAMON (1963) durch den Ansatz nach HAUDE (1955) ersetzt werden. Somit war es möglich, zusätzlich die Luftfeuchte in der bodennahen Atmosphäre zu berücksichtigen.

In dieser Studie sollen schwerpunktmäßig nur die Einflüsse der Witterungsverläufe auf  $n\text{WK}$  analysiert werden. Da die Dynamik von  $n\text{WK}$  fast ausschließlich von den drei meteorologischen Variablen  $N$ ,  $T_a$  und  $RH$  abhängt, konnten für alle Klimastationen, unabhängig von den realen spezifischen Standortbedingungen, die Annahmen von SCHMIDT und MAYER (1991) aus vergleichbaren Untersuchungen übernommen werden: (1) ebener, lehmiger Standort mit einer nutzbaren Wasserkapazität von 120 mm, (2) Bestockungsgrad: 1.0, (3) 100% Nadelwald.

## 4. ERGEBNISSE

### 4.1 Lufttemperaturverhältnisse

In der Klimanormalperiode 1961–1990 betrug der Jahresmittelwert der Lufttemperatur  $T_a$  über das ausgewählte Stationskollektiv  $7.5^{\circ}\text{C}$  (Tabelle 2). Die stationsspezifischen  $T_a$  Mittelwerte nahmen um  $0.47^{\circ}\text{C}$  bei einer Zunahme der Stationshöhe von 100 m ab ( $R^2 = 0.894$ ). Der über das Stationskollektiv gemittelte  $T_a$  Wert erreichte  $7.9^{\circ}\text{C}$  im Jahr 1976 und  $9.1^{\circ}\text{C}$  im Jahr 2003. Die Höhenabhängigkeit der stationsspezifischen  $T_a$  Mittelwerte veränderte sich in den Jahren 1976 und 2003 gegenüber der Klimanormalperiode 1961–1990 nicht.

Die auf die Klimanormalperiode 1961–1990 bezogene, mittlere jährliche Abweichung der Lufttemperatur ( $\bar{\Delta}T_a$ ) war im Jahr 2003 ( $1.6^{\circ}\text{C}$ ) deutlich größer als im Jahr 1976 ( $0.4^{\circ}\text{C}$ ).  $\bar{\Delta}T_a$  war 2003 an den ausgewählten Klimastationen ausnahmslos positiv (Tabelle 3). Die  $\bar{\Delta}T_a$ -Werte lagen zwischen  $0.9^{\circ}\text{C}$  (Sigmaringen) und  $2.4^{\circ}\text{C}$  (Bad Wildbad). Im Jahr 1976 erreichte  $\bar{\Delta}T_a$  niedrigere Werte, die zwischen  $0.0^{\circ}\text{C}$  (Weingarten, Isny, Laichingen) und  $0.8^{\circ}\text{C}$  (Freudenstadt) schwankten.

Um exemplarisch die Einflüsse der Stationslage, insbesondere der Stationshöhe, zu dokumentieren, sind für die Klimastationen Freudenstadt (Abb. 1a) im Wuchsgebiet Schwarzwald und Schallstadt-Mengen (Abb. 1b) im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland die Monatsmittelwerte von  $T_a$  in den beiden Trockenjahren 2003 und 1976 sowie zu Vergleichszwecken für die Klimanormalperiode 1961–1990 dargestellt. Daraus folgt, dass im Jahr 2003 die Monatsmittel von  $T_a$  an beiden Stationen von März bis September sowie im November und Dezember (in Schallstadt-Mengen zusätzlich noch im Januar) größer als im Vergleichszeitraum waren. Die Monate Juni und August 2003 zeichneten sich, wie auch beim übrigen Stationskollektiv, durch eine ausgeprägte  $T_a$  Anomalie aus. Der  $T_a$  Mittelwert im Juni 2003 lag in Freudenstadt um  $5.8^{\circ}\text{C}$  und in Schallstadt-Mengen sogar um  $6.9^{\circ}\text{C}$  über dem stationsspezifischen Vergleichswert in der Klimanormalperiode 1961–1990. Im August 2003 waren die  $T_a$  Mittelwerte an beiden Stationen um  $5.8^{\circ}\text{C}$  größer als die entsprechenden Referenzwerte.

Die Periode mit Monatsmittelwerten von  $T_a$  über den Vergleichswerten in der Klimanormalperiode 1961–1990 war im Jahr 1976 kürzer. Sie umfasste in Freudenstadt die Monate Januar und Februar, Mai bis Juli und Oktober sowie in Schallstadt-Mengen die Monate Januar, Mai bis Juli, Oktober und November. Die größten  $T_a$  Anomalien traten im Juni 1976 auf und betrugen an beiden Stationen  $3.0^{\circ}\text{C}$ , d.h. sie erreichten nicht das Ausmaß wie im Juni 2003.

Im Jahr 2003 beliefen sich die über das gesamte Stationskollektiv gemittelten  $\bar{\Delta}T_a$  Werte im Juni auf  $6.0^{\circ}\text{C}$ , im Juli auf  $2.1^{\circ}\text{C}$  und im August auf  $5.4^{\circ}\text{C}$ . Im Jahr 1976 waren die analogen  $\bar{\Delta}T_a$  Werte deutlich niedriger (Juni:  $2.8^{\circ}\text{C}$ ; Juli:  $1.7^{\circ}\text{C}$ ). Auf der Grundlage aller untersuchten Klimastationen ergab sich, dass die mittleren  $\bar{\Delta}T_a$  Werte in den Jahren 1976 und 2003 tendenziell mit ansteigender Stationshöhe abnahmen. Dieses Resultat konnte für die mittleren  $\bar{\Delta}T_a$  Werte in einzelnen Monaten (z.B. Juni und August 2003 oder Juni 1976) – trotz der Andeutungen in den Abb. 1a und b – nicht bestätigt werden.

Der Verlauf der Tagesmittelwerte von  $T_a$  – wieder exemplarisch für die Klimastationen Freudenstadt (Abb. 2a) und Schallstadt-Mengen (Abb. 2b) – weist auf die kurzzeitige Variabilität von  $T_a$  hin. An beiden Klimastationen zeigt sich ein ähnliches Muster für  $T_a$ , was infolge der überregionalen Steuerung des Wetterablaufes auch zu erwarten war. So lagen die Tagesmittelwerte von  $T_a$  im Juni und August 2003 immer deutlich über den entsprechenden Vergleichswerten in der Klimanormalperiode 1961–1990, wobei sich im August 2003 die extrem hohe Wärme auf die erste Monatshälfte

beschränkte. Unterschiede bestehen dagegen in der stationsspezifischen Ausprägung des  $T_a$  Verlaufs, d.h. in den Differenzen zu den langfristigen Tagesmittelwerten von  $T_a$  in der Klimanormalperiode 1961–1990. In Analogie zu den Monatsmittelwerten waren sie im Sommerhalbjahr 2003 in Schallstadt-Mengen, bis auf die erste Hälfte des Augusts, größer als in Freudenstadt. Im Vergleichsjahr 1976 traten übernormal hohe Tagesmittelwerte von  $T_a$  von Mitte

Juni bis Mitte Juli auf. Sie erreichten aber nicht das Ausmaß wie im Jahr 2003.

Um einen Bezug zu forstlich relevanten Trockenheitsperioden herzustellen, wurden die mittleren  $\bar{T}_a$  Werte in der Vegetationsperiode (Mai–September) an allen ausgewählten Klimastationen untersucht. Die Ergebnisse zeigen für alle Klimastationen, dass im Jahr 2003  $\bar{T}_{a,veg}$  signifikant größer als die entsprechenden Jahres-

Tab. 2

Mittlere jährliche Lufttemperatur  $T_a$  und mittlere jährliche Niederschlagssumme  $N$  in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie jährliches  $T_a$  Mittel und jährliche Niederschlagssumme in den Jahren 1976 und 2003 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Mean annual air temperature  $T_a$  and mean annual precipitation  $N$  in the climate standard period 1961–1990 as well as annual  $T_a$  mean value and annual precipitation in the years 1976 and 2003 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

Klimastation	1961-1990		1976		2003	
	$T_a$ (°C)	$N$ (mm)	$T_a$ (°C)	$N$ (mm)	$T_a$ (°C)	$N$ (mm)
Mannheim	10.2	672	10.9	470	11.8	423
Eberbach	8.9	1039	9.4	831	10.6	675
Schallstadt-Mengen	10.0	764	10.3	573	12.1	596
Murrhardt	8.1	1160	8.6	882	9.7	731
Buchen	8.1	802	8.8	561	9.8	577
Weingarten	8.5	975	8.5	858	9.8	673
Sigmaringen	7.3	785	7.7	620	8.2	565
Donaueschingen	6.8	819	7.0	614	8.3	631
Isny	6.8	1606	6.8	1381	7.9	1253
Villingen-Schwenningen	6.7	914	6.9	676	8.1	667
Bad Wildbad	7.4	1391	8.0	849	9.8	946
Laichingen	6.7	973	6.7	817	8.3	710
St. Blasien	6.2	1708	6.4	1349	7.7	1179
Freudenstadt	6.6	1689	7.4	1165	8.3	1047
Hinterzarten	5.6	1412	5.7	1115	7.0	1214
Klippeneck	6.2	908	6.6	645	8.0	735
<b>Mittelwert</b>	<b>7.5</b>	<b>1101</b>	<b>7.9</b>	<b>838</b>	<b>9.1</b>	<b>789</b>
<b>Variationskoeffizient (%)</b>	<b>18</b>	<b>32</b>	<b>19</b>	<b>34</b>	<b>16</b>	<b>32</b>
<b>Maximum</b>	<b>10.2</b>	<b>1708</b>	<b>10.9</b>	<b>1381</b>	<b>12.1</b>	<b>1253</b>
<b>Minimum</b>	<b>5.6</b>	<b>672</b>	<b>5.7</b>	<b>470</b>	<b>7.0</b>	<b>423</b>
<b>Spannweite</b>	<b>4.6</b>	<b>1036</b>	<b>5.2</b>	<b>911</b>	<b>5.1</b>	<b>830</b>

Tab. 3

Statistische Kenngrößen zu den Anomalien des Jahresmittelwerts der Lufttemperatur  $\bar{T}_a$ , des Mittelwerts der Lufttemperatur in der Vegetationsperiode  $\bar{T}_{a,veg}$ , des jährlichen Niederschlags  $\bar{N}$  und der Niederschlagssumme in der Vegetationsperiode (Mai–September)  $\bar{N}_{veg}$  in den Jahren 1976 und 2003, bezogen auf die Klimanormalperiode 1961–1990, an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Statistical values of the anomalies of the annual mean air temperature  $\bar{T}_a$ , mean air temperature in the vegetation period  $\bar{T}_{a,veg}$ , annual precipitation  $\bar{N}$  and precipitation in the vegetation period (May–September)  $\bar{N}_{veg}$  in the years 1976 and 2003, related to the climate standard period 1961–1990, at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

Klimastation	1976				2003			
	$\Delta T_a$ (°C)	$\Delta T_{a,veg}$ (°C)	$\Delta N$ (%)	$\Delta N_{veg}$ (%)	$\Delta T_a$ (°C)	$\Delta T_{a,veg}$ (°C)	$\Delta N$ (%)	$\Delta N_{veg}$ (%)
<b>Mittelwert</b>	<b>0.4</b>	<b>0.7</b>	<b>-24</b>	<b>-19</b>	<b>1.6</b>	<b>3.2</b>	<b>-28</b>	<b>-36</b>
<b>Variationskoeffizient (%)</b>	<b>76</b>	<b>66</b>	<b>29</b>	<b>66</b>	<b>22</b>	<b>11</b>	<b>25</b>	<b>25</b>
<b>Maximum</b>	<b>0.8</b>	<b>1.5</b>	<b>-12</b>	<b>2</b>	<b>2.4</b>	<b>3.8</b>	<b>-14</b>	<b>-21</b>
<b>Minimum</b>	<b>0.0</b>	<b>0.1</b>	<b>-39</b>	<b>-39</b>	<b>0.9</b>	<b>2.6</b>	<b>-38</b>	<b>-53</b>
<b>Spannweite</b>	<b>0.8</b>	<b>1.4</b>	<b>27</b>	<b>41</b>	<b>1.5</b>	<b>1.2</b>	<b>24</b>	<b>32</b>

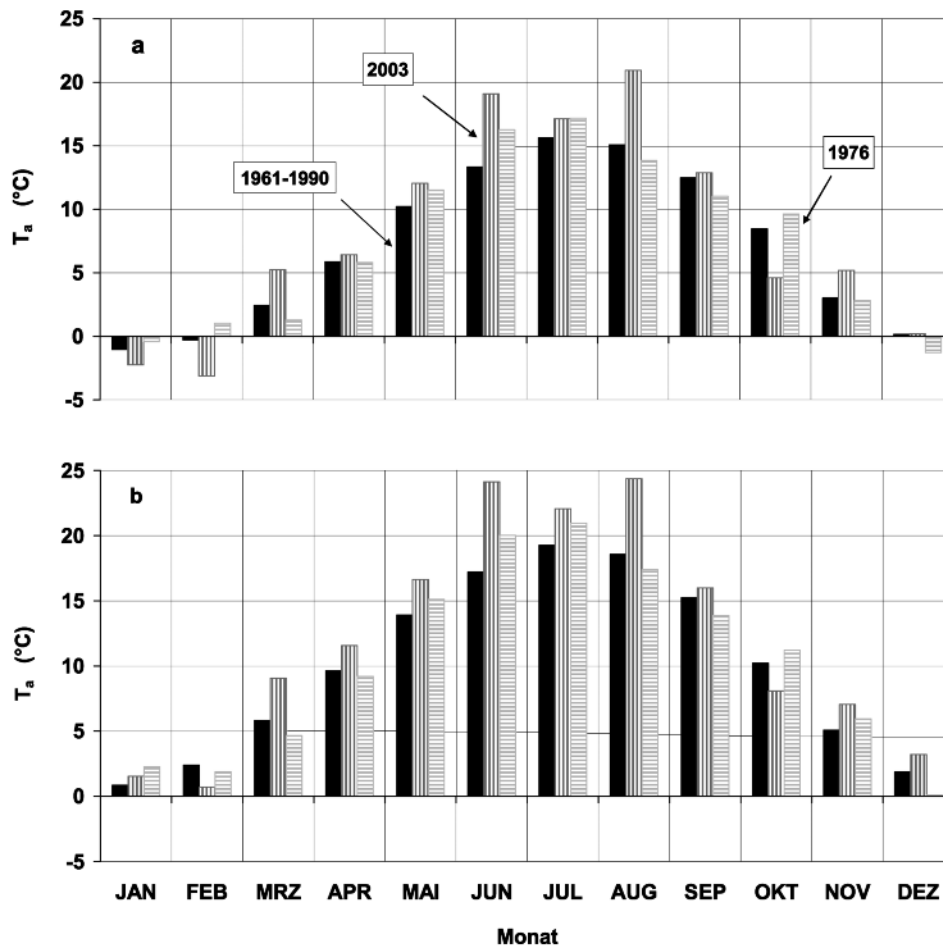


Fig. 1

Monatsmittelwerte der Lufttemperatur  $T_a$  an den Klimastationen Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) des Deutschen Wetterdienstes in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003.

Monthly mean values of the air temperature  $T_a$  at the climate stations Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) of the German Weather Service in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003.

mittelwerte für  $\bar{T}_a$  (Tabelle 3) war.  $\bar{T}_{a,veg}$  lag zwischen 2.6°C (Sigmaringen, Isny) und 3.8°C (Schallstadt-Mengen). Im Gegensatz dazu waren die stationsspezifischen Werte für  $\bar{T}_{a,veg}$  im Jahr 1976 wesentlich niedriger. Sie schwankten zwischen 0.1°C (Weingarten, Isny) und 1.5°C (Bad Wildbad). Im Mittel über das gesamte Stationskollektiv betrug  $\bar{T}_{a,veg}$  3.2°C in der Vegetationsperiode 2003 und 0.7°C in der Vegetationsperiode 1976. In beiden Jahren war der stationsübergreifend gemittelte Wert  $\bar{T}_{a,veg}$  etwa doppelt so groß wie  $\bar{T}_a$  für das gesamte Jahr. Diese Resultate belegen, dass in den Jahren 1976 und 2003 die übernormalen Werte von  $T_a$  in der Vegetationsperiode auftraten, wobei allerdings das thermische Niveau im Jahr 2003 höher als im Jahr 1976 war. Es ließ sich allerdings weder für die Vegetationsperiode 1976 noch für die Vegetationsperiode 2003 die Tendenz einer Höhenabhängigkeit von  $\bar{T}_{a,veg}$  erkennen.

In Anlehnung an Indizes für gemäßigte Klimaextreme aus dem STARDEX Projekt (HUNDECHA und BÁRDOSSY, 2005; MÖBERG und JONES, 2005) wurden die stationsspezifischen Häufigkeiten der Tage ermittelt, an denen die täglichen Minima ( $T_{a,min}$ ) und Maxima ( $T_{a,max}$ ) der Lufttemperatur in den Vegetationsperioden 1976 und 2003 größer als die entsprechenden 75- und 90-Perzentilwerte (75-PW, 90-PW) in der Klimanormalperiode 1961–1990 waren. In der Vegetationsperiode 1976 überstieg im Mittel über alle Klimastatio-

nen  $T_{a,min}$  an 27% und  $T_{a,max}$  an 40% der Tage den 90-PW (Tabelle 4). In der Vegetationsperiode 2003 war die über alle Klimastationen gemittelte Häufigkeit des Überschreitens von 90-PW deutlich größer ( $T_{a,min}$ : 54%;  $T_{a,max}$ : 65%). Für den 75-PW ergab sich in etwa ein vergleichbares Muster, d.h. die Überschreitungshäufigkeiten in der Vegetationsperiode 2003 erwiesen sich ausgeprägter als in der Vegetationsperiode 1976.

Im Mittel über die ausgewählten Klimastationen traten in der Klimanormalperiode 1961–1990 pro Jahr 27 Sommertage ST (Tage mit  $T_{a,max} \geq 25.0^\circ\text{C}$ ) und 3 heiße Tage HT (Tage mit  $T_{a,max} \geq 30.0^\circ\text{C}$ ) auf (Tabelle 5). Das im Vergleich zum Jahr 1976 höhere thermische Niveau im Jahr 2003 spiegelt sich in der Anzahl dieser Klimakenngrößen wider. So wies das Jahr 2003 im Mittel über alle Klimastationen 76 ST und 25 HT auf, während das Jahr 1976 nur 40 ST und 9 HT verzeichnete. Die Spannweite der Anzahl von Sommertagen und heißen Tagen war jeweils für ST und HT in der Klimanormalperiode 1961–1990 am geringsten und im Jahr 2003 am höchsten. Im Jahr 2003 trat die größte Anzahl von ST und HT an den beiden Klimastationen Mannheim und Schallstadt-Mengen im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland auf (103 bzw. 112 ST und 42 bzw. 60 HT). Die geringste Anzahl von ST und HT ergab sich sowohl 1976 als auch 2003 für die hoch gelegenen Klima-

stationen Freudenstadt (1976: 21 ST, 0 HT; 2003: 43 ST, 15 HT) und Klippeneck (1976: 20 ST, 1 HT; 2003: 44 ST, 14 HT).

Aufgrund der außergewöhnlich hohen bodennahen Lufttemperatur im Sommer kam es im Jahr 2003 zu deutlichen Abweichungen der Anzahl von Sommertagen  $\bar{\Sigma}_{ST}$  (Abb. 3a) und heißen Tagen  $\bar{\Sigma}_{HT}$

(Abb. 3b) von den mittleren jährlichen Anzahlen von ST und HT in der Klimanormalperiode 1961–1990.  $\bar{\Sigma}_{ST}$  schwankte zwischen 31 (Freudenstadt) und 60 Tagen (Schallstadt-Mengen, Weingarten), während  $\bar{\Sigma}_{HT}$  zwischen 14 (Freudenstadt, Klippeneck) und 49 Tagen (Schallstadt-Mengen) streute. Im Jahr 1976 war  $\bar{\Sigma}_{ST}$  wesent-

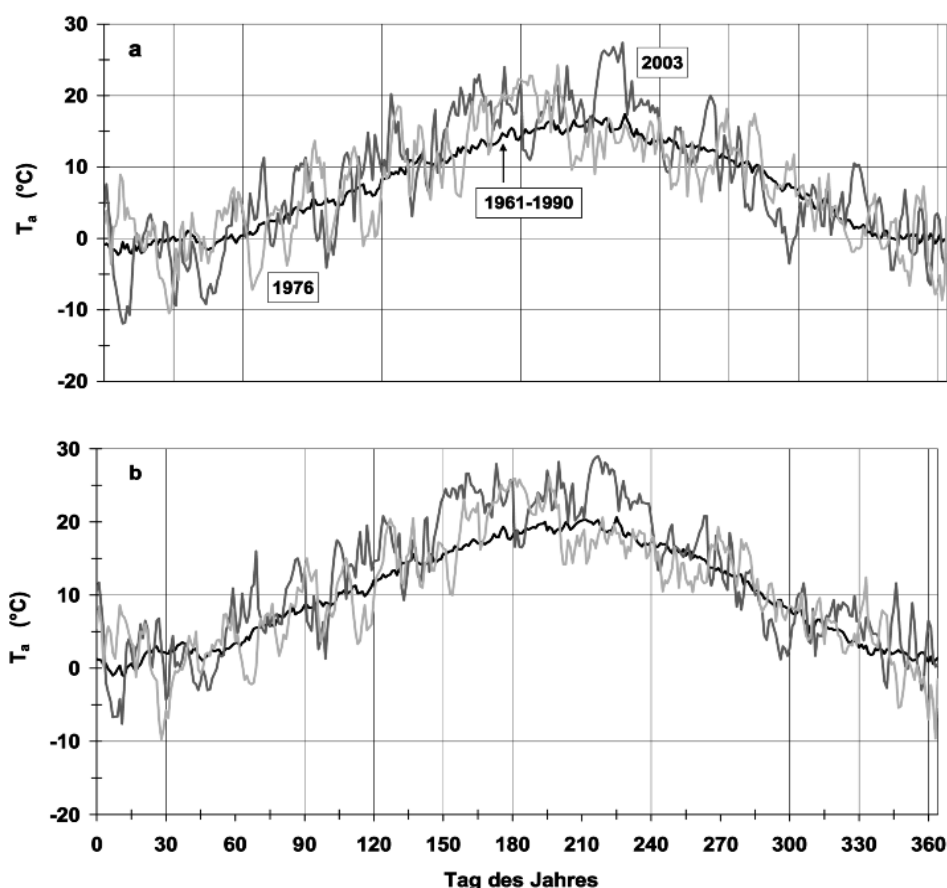


Fig. 2

Tagesmittelwerte der Lufttemperatur  $T_a$  an den Klimastationen Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) des Deutschen Wetterdienstes in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003.

Daily mean values of the air temperature  $T_a$  at the climate stations Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) of the German Weather Service in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003.

Tab. 4

Statistische Kenngrößen zur Häufigkeit (%) von Tagen in der Vegetationsperiode (Mai–September) 1976 und 2003 mit Minima der Lufttemperatur  $T_{a,min}$  und Maxima der Lufttemperatur  $T_{a,max}$  größer als die entsprechenden 75- und 90-Perzentilwerte (75-PW, 90-PW) in der Klimanormalperiode 1961–1990 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Statistical values of the frequency (%) of days in the vegetation period in 1976 and 2003 with daily minimum air temperature  $T_{a,min}$  and daily maximum air temperature  $T_{a,max}$  higher than the 75<sup>th</sup> and 90<sup>th</sup> percentiles (75-PW, 90-PW) in the climate standard period 1961–1990 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

Klimastation	$T_{a,min}$				$T_{a,max}$			
	1976		2003		1976		2003	
	90-PW	75-PW	90-PW	75-PW	90-PW	75-PW	90-PW	75-PW
<i>Mittelwert</i>	27	33	54	61	40	46	65	69
<i>Variationskoeffizient (%)</i>	21	21	14	12	18	15	6	6
<i>Maximum</i>	41	46	69	73	58	63	78	82
<i>Minimum</i>	20	22	39	46	29	39	61	63
<i>Spannweite</i>	21	24	30	27	29	24	17	19



lich geringer und erstreckte sich von 5 (Sigmaringen) bis 41 Tagen (Buchen).  $\bar{\Delta}_{HT}$  erreichte im Jahr 1976 sogar -1 Tag (Donaueschingen, Freudenstadt, Hinterzarten), d.h. an diesen Stationen war HT im Jahr 1976 niedriger als in der Klimanormalperiode 1961–1990. Der

größte Wert von  $\bar{\Delta}_{HT}$  (24 Tage) wurde im Jahr 1976 für Buchen bestimmt. Im Mittel über alle Klimastationen betrug  $\bar{\Delta}_{ST}$  49 Tage im Jahr 2003 und 13 Tage im Jahr 1976, während sich  $\bar{\Delta}_{HT}$  auf 22 Tage im Jahr 2003 und 5 Tage im Jahr 1976 belief.

Tab. 5

Statistische Kenngrößen zur Anzahl von Sommertagen (Tage mit  $T_{a,max} \geq 25.0^{\circ}\text{C}$ ) ST und heißen Tagen (Tage mit  $T_{a,max} \geq 30.0^{\circ}\text{C}$ ) HT in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Statistical values of the number of summer days (days with  $T_{a,max} \geq 25.0^{\circ}\text{C}$ ) ST and hot days (days with  $T_{a,max} \geq 30.0^{\circ}\text{C}$ ) HT in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

Klimastation	1961-1990		1976		2003	
	ST	HT	ST	HT	ST	HT
<i>Mittelwert</i>	27	3	40	9	76	25
<i>Variationskoeffizient (%)</i>	50	106	49	116	27	51
<i>Maximum</i>	52	11	71	28	112	60
<i>Minimum</i>	10	0	20	0	43	14
<i>Spannweite</i>	42	11	51	28	69	46

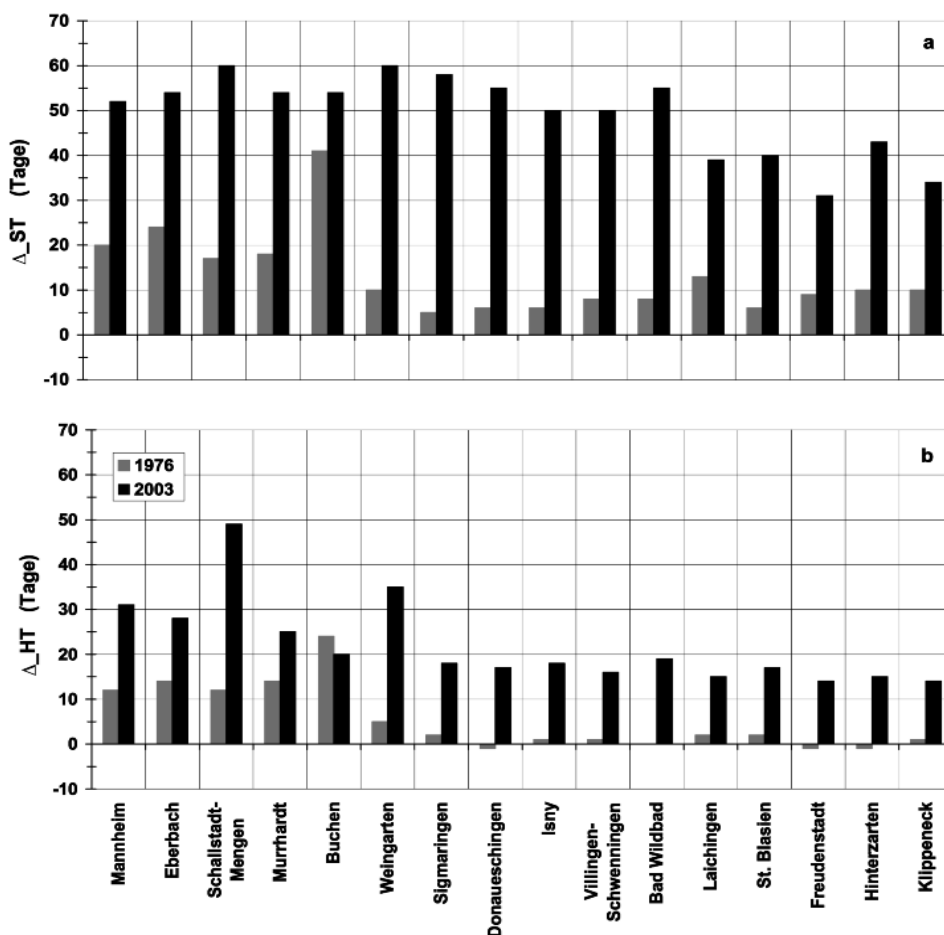


Fig. 3

Abweichungen  $\bar{\Delta}_{ST}$  (a) der Anzahl von Sommertagen (Tage mit  $T_{a,max} \geq 25.0^{\circ}\text{C}$ ) und Abweichungen  $\bar{\Delta}_{HT}$  (b) der Anzahl von heißen Tagen (Tage mit  $T_{a,max} \geq 30.0^{\circ}\text{C}$ ) in den Jahren 1976 und 2003 von der langjährigen mittleren Anzahl an Sommertagen ST und heißen Tagen HT in der Klimanormalperiode 1961–1990 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Deviations  $\bar{\Delta}_{ST}$  (a) of the number of summer days (days with  $T_{a,max} \geq 25.0^{\circ}\text{C}$ ) and deviations  $\bar{\Delta}_{HT}$  (b) of the number of hot days (days with  $T_{a,max} \geq 30.0^{\circ}\text{C}$ ) in the years 1976 and 2003 from the long-term mean number of summer days ST and hot days HT in the climate standard period 1961–1990 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

Tab. 6

**Höhenabhängigkeit der Anzahl von Sommertagen ( $\Delta ST/\Delta z$ ) und heißen Tagen ( $\Delta HT/\Delta z$ ) in der Klimanormalperiode 1961–1990, im Jahr 1976 und im Jahr 2003 einschließlich Höhenabhängigkeit der Abweichungen der Anzahl von Sommertagen ( $\Delta(\Delta ST)/\Delta z$ ) in den Jahren 1976 und 2003 sowie der Anzahl von heißen Tagen ( $\Delta(\Delta HT)/\Delta z$ ) in den Jahren 1976 und 2003 von den entsprechenden Anzahlen in der Klimanormalperiode 1961–1990 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg,  $R^2$ : Bestimmtheitsmaß.**

**Elevation dependence of the number of summer days ( $\Delta ST/\Delta z$ ) and hot days ( $\Delta HT/\Delta z$ ) in the climate standard period 1961–1990, in 1976 and 2003 inclusive of elevation dependence of the deviations of the number of summer days ( $\Delta(\Delta ST)/\Delta z$ ) in the years 1976 and 2003 as well as the number of hot days ( $\Delta(\Delta HT)/\Delta z$ ) in the years 1976 and 2003 from the corresponding numbers in the climate standard period 1961–1990 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg,  $R^2$ : coefficient of determination.**

	1961–1990	1976	2003
$\Delta ST/\Delta z$	–4.7 Tage/(100 m)	–6.9 Tage/(100 m)	–7.0 Tage/(100 m)
$R^2$	0.906	0.902	0.842
$\Delta HT/\Delta z$	–1.3 Tage/(100 m)	–3.5 Tage/(100 m)	–4.0 Tage/(100 m)
$R^2$	0.863	0.828	0.711
$\Delta(\Delta ST)/\Delta z$		–2.2 Tage/(100 m)	–2.3 Tage/(100 m)
$R^2$		0.403	0.449
$\Delta(\Delta HT)/\Delta z$		–2.2 Tage/(100 m)	–2.7 Tage/(100 m)
$R^2$		0.653	0.604

In Analogie zu den  $T_a$  Mittelwerten verringerten sich mit ansteigender Stationshöhe auch die Anzahlen ST und HT in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003 (Tabelle 6). Diese Abnahme war in der Klimanormalperiode 1961–1990 allerdings niedriger als in den beiden Trockenjahren 1976 und 2003. Aus diesem Grund zeigten auch  $\Delta(\Delta ST)/\Delta z$  und  $\Delta(\Delta HT)/\Delta z$ , im Gegensatz zu  $\Delta(\Delta T_a)/\Delta z$ , in den Jahren 1976 und 2003 eine Höhenabhängigkeit. Sie war bei  $\Delta(\Delta ST)/\Delta z$  mit –2.2 Tagen/100 m (1976) bzw. –2.3 Tagen/100 m (2003) näherungsweise gleich, während  $\Delta(\Delta HT)/\Delta z$  im Jahr 2003 (–2.7 Tage/100 m) etwas ausgeprägter als im Jahr 1976 (–2.2 Tage/100 m) war. Das bedeutet, dass bei HT die Differenz zwischen dem Jahr 2003 und der Klimanormalperiode 1961–1990 mit ansteigender Stationshöhe stärker als diejenige zwischen dem Jahr 1976 und dieser Klimanormalperiode abgenommen hat.

#### 4.2 Niederschlagsverhältnisse

An den 16 ausgewählten DWD Klimastationen variierten die mittleren jährlichen Niederschlagssummen  $N$  in der Klimanormalperiode 1961–1990 erheblich (Tabelle 2).  $N$  streute zwischen 672 mm (Mannheim) und 1708 mm (St. Blasien). Im Mittel über das gesamte Stationskollektiv betrug  $N$  1101 mm. Die mittleren Jahressummen von  $N$  nahmen mit ansteigender Stationshöhe zu (67 mm/100 m). Der relativ niedrige  $R^2$  Wert von 0.268 weist auf die große Streuung der stationsspezifischen mittleren Jahressummen von  $N$  hin. Im Jahr 1976 war die Zunahme der Jahressumme von  $N$  mit der Höhe (49 mm/100 m;  $R^2 = 0.220$ ) schwächer ausgeprägt als im Jahr 2003 (60 mm/100 m;  $R^2 = 0.397$ ). Die über das Stationskollektiv gemittelte Niederschlagssumme betrug 838 mm im Jahr 1976 und 789 mm im Jahr 2003, d.h. in beiden Jahren herrschte ein Niederschlagsdefizit, weil  $N$ , bezogen auf die Klimanormalperiode 1961–1990, nur 76% im Jahr 1976 und 72% im Jahr 2003 erreichte.

Beispielhaft für den räumlich und zeitlich aufgelösten Verlauf von  $N$  enthält die Abb. 4 die monatlichen Niederschlagssummen an den beiden unterschiedlich gelegenen Klimastationen Freudenstadt

(Abb. 4a) und Schallstadt-Mengen (Abb. 4b) in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003. An der Klimastation Freudenstadt (Wuchsgebiet Schwarzwald) lagen die Monatssummen von  $N$  im Jahr 2003 von Februar bis Juni, im August und September sowie im November und Dezember unter den Vergleichswerten in der Klimanormalperiode 1961–1990. An der Klimastation Schallstadt-Mengen (Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland), die deutlich niedrigere mittlere monatliche Niederschlagssummen als Freudenstadt aufweist, waren im Jahr 2003 die  $N$  Monatssummen von Februar bis September sowie im Dezember kleiner als im Vergleichszeitraum. Das Jahr 1976 war durch eine etwas veränderte Niederschlagscharakteristik gekennzeichnet. An beiden Stationen lagen die Monatssummen von  $N$  im Januar (nur Schallstadt-Mengen), von Februar bis Juni, im August, Oktober und November (nur Freudenstadt) unter den langjährigen Bezugswerten. Ein Vergleich der Monatssummen von  $N$  an beiden Stationen zwischen den Jahren 1976 und 2003 zeigt, dass  $N$  in Freudenstadt im Jahr 1976 von März bis Juni und im Oktober kleiner als im Jahr 2003 war. In Schallstadt-Mengen erreichte im Jahr 1976 die Monatssumme von  $N$  im Januar, März, Juni, August und Oktober niedrigere Werte als im Jahr 2003.

Im Jahr 2003 waren die Jahressummen von  $N$  an allen 16 Klimastationen deutlich geringer als die mittleren jährlichen Niederschlagssummen in der Klimanormalperiode 1961–1990. Die mittlere Niederschlagsjahresabweichung  $\Delta N$  über alle untersuchten Stationen betrug –28% (Tabelle 3). Besonders große Niederschlagsdefizite traten an den Klimastationen Freudenstadt (–38%), Mannheim (–37%), Murrhardt (–37%) und Eberbach (–35%) auf, während  $\Delta N$  in Hinterzarten (–14%) und Klippeneck (–19%) am niedrigsten war. Im Jahr 1976 belief sich  $\Delta N$  im Mittel über alle Klimastationen auf –24%. Die im Vergleich zu 2003 größeren Werte der statistischen Kennzahlen Variationskoeffizient und Spannweite weisen auf die im Jahr 1976 stärkere räumliche Variabilität der Niederschlagsverhältnisse hin. Im Jahr 1976 war  $\Delta N$  an den Klimastationen Bad Wildbad (–39%), Freudenstadt (–31%), Mannheim (–30%) und Buchen (–30%) am größten und in Weingarten (–12%) und Isny (–14%) am geringsten.

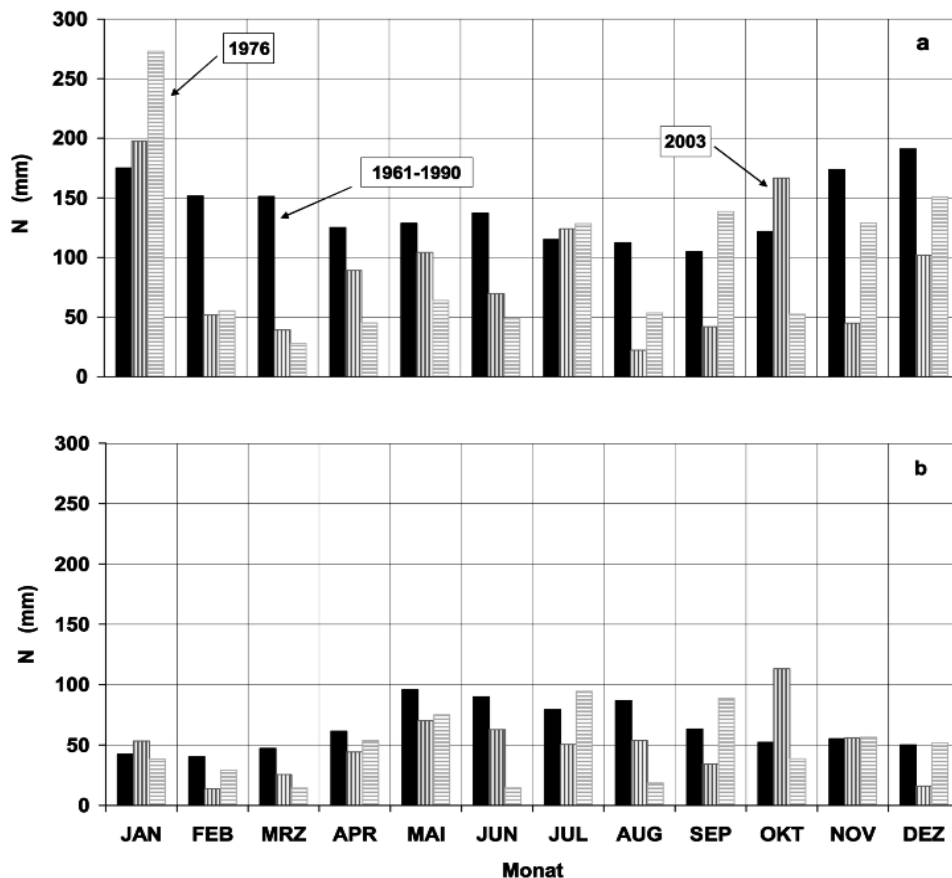


Fig. 4

Monatliche Niederschlagssummen  $N$  an den Klimastationen Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) des Deutschen Wetterdienstes in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003.

Monthly precipitation  $N$  at the climate stations Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) of the German Weather Service in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003.

Die Vegetationsperiode (Mai–September) 2003 zeichnete sich dadurch aus, dass im Mittel über alle Klimastationen das Niederschlagsdefizit  $\bar{Q}_{N_{veg}}$  (–36%) ausgeprägter als im gesamten Jahr 2003 (–28%) war (Tabelle 3). Die größten Werte von  $\bar{Q}_{N_{veg}}$  wurden für die Klimastationen Murrhardt (–53%), Bad Wildbad (–49%), Mannheim (–48%) und Eberbach (–46%) ermittelt, während die niedrigsten  $\bar{Q}_{N_{veg}}$  Werte für Sigmaringen (–21%) und Donaueschingen (–25%) bestimmt wurden. Im Gegensatz zur Vegetationsperiode 2003 war in der Vegetationsperiode 1976 das Niederschlagsdefizit über alle Klimastationen (–19%) geringer als im gesamten Jahr 1976 (–24%). Besonders große Werte von  $\bar{Q}_{N_{veg}}$  traten in der Vegetationsperiode 1976 an den Klimastationen Bad Wildbad (–39%), Mannheim (–35%), Buchen (–32%) und Schallstadt-Mengen (–30%) auf. Die niedrigsten  $\bar{Q}_{N_{veg}}$  Werte ergaben sich für Weingarten (2%) und Laichingen (0%).

#### 4.3 Klimatische Wasserbilanz

Im Mittel über die Klimanormalperiode 1961–1990 war die kumulative klimatische Wasserbilanz  $KWB_{kum}$  auf Tagesbasis an allen ausgewählten Klimastationen, bis auf Mannheim, positiv, d.h. der Niederschlag übertraf die potenzielle Verdunstung. Der jährliche  $KWB_{kum}$  Mittelwert über alle ausgewählten Klimastationen betrug 555 mm (Tabelle 7). In Mannheim war  $KWB_{kum}$  negativ (–73 mm). Die höchsten mittleren jährlichen  $KWB_{kum}$  Werte traten an den Klimastationen Freudenstadt (1263 mm), St. Blasien (1183 mm) und Isny (1081 mm) auf.

In der Vegetationsperiode innerhalb der Klimanormalperiode 1961–1990 ergaben sich an vier weiteren Klimastationen (Schallstadt-Mengen: –94 mm, Buchen: –84 mm, Eberbach: –69 mm, Villingen-Schwenningen: –10 mm) negative Werte für  $KWB_{kum,veg}$ , wobei die Klimastation Mannheim wiederum den negativsten  $KWB_{kum,veg}$  Wert (–190 mm) aufwies. Der mittlere jährliche  $KWB_{kum,veg}$  Wert über alle ausgewählten Klimastationen betrug 94 mm in der Klimanormalperiode 1961–1990. Die beiden Variationskoeffizienten für die gesamte Klimanormalperiode und nur die Vegetationsperiode innerhalb dieses Zeitraums stellen ein Indiz für die größere Streuung der stationsspezifischen  $KWB_{kum,veg}$  Werte dar.

Im Jahr 1976 bzw. 2003 war  $KWB_{kum}$  an 9 bzw. 10 der 16 ausgewählten Klimastationen negativ. Bis auf drei Ausnahmen (Weingarten, Laichingen und Klippeneck) stimmten die Stationen mit negativen  $KWB_{kum}$  Werten überein. An den Klimastationen Weingarten (68 mm) und Isny (341 mm) im Wuchsgebiet SW-deutsches Alpenvorland, Bad Wildbad (271 mm), St. Blasien (643 mm), Freudenstadt (568 mm) und Hinterzarten (561 mm) im Wuchsgebiet Schwarzwald sowie Klippeneck (93 mm) im Wuchsgebiet Schwäbische Alb war  $KWB_{kum}$  im Jahr 1976 positiv, was einen Niederschlagsüberschuss andeutet. Im Jahr 2003 erreichte  $KWB_{kum}$  an den vier Klimastationen im Wuchsgebiet Schwarzwald (Bad Wildbad: 122 mm, St. Blasien: 414 mm, Freudenstadt: 318 mm, Hinterzarten: 275 mm) sowie in Isny (688 mm) im Wuchsgebiet SW-deutsches Alpenvorland und Laichingen (75 mm) im Wuchsgebiet

Tab. 7

Statistische Kenngrößen zur mittleren jährlichen klimatischen Wasserbilanz  $KWB_{kum}$  und mittleren klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationsperiode (Mai–September)  $KWB_{kum,veg}$  in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie  $KWB_{kum}$  und  $KWB_{kum,veg}$  in den Jahren 1976 und 2003 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg; Grundlage: kumulative tägliche klimatische Wasserbilanz.

Statistical values of the mean annual climatic water balance  $KWB_{kum}$  and mean climatic water balance in the vegetation period (May–September)  $KWB_{kum,veg}$  in the climate standard period 1961–1990 as well as  $KWB_{kum}$  and  $KWB_{kum,veg}$  in the years 1976 and 2003 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg, basis: cumulative daily climatic water balance.

Klimastation	1961-1990		1976		2003	
	$KWB_{kum}$ (mm)	$KWB_{kum,veg}$ (mm)	$KWB_{kum}$ (mm)	$KWB_{kum,veg}$ (mm)	$KWB_{kum}$ (mm)	$KWB_{kum,veg}$ (mm)
<i>Mittelwert</i>	555	94	38	-182	-133	-412
<i>Variationskoeffizient (%)</i>	74	177	977	142	316	48
<i>Maximum</i>	1263	432	643	232	688	-156
<i>Minimum</i>	-73	-190	-627	-789	-816	-760
<i>Spannweite</i>	1336	622	1270	1021	1504	604

Schwäbische Alb positive Werte. Während im Jahr 1976 der negativste  $KWB_{kum}$  Wert in Buchen (–627 mm) im Wuchsgebiet Odenwald auftrat, gefolgt von Mannheim (–545 mm) und Schallstadt-Mengen (–369 mm) im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland, hatte im Jahr 2003 Mannheim (–816 mm) den negativsten  $KWB_{kum}$  Wert aufzuweisen, gefolgt von Schallstadt-Mengen (–654 mm) und Buchen (–483 mm). Im Mittel über alle Klimastationen betrug  $KWB_{kum}$  38 mm im Jahr 1976 und –133 mm im Jahr 2003 (Tabelle 7).  $KWB_{kum}$  war in den Jahren 1976 und 2003 an allen ausgewählten Klimastationen niedriger als in der Klimanormalperiode 1961–1990. Im Jahr 2003 erreichte  $KWB_{kum}$  an 13 der 16 ausgewählten Klimastationen, d.h. bis auf die Stationen Buchen, Isny und Laichingen, niedrigere Werte als im Jahr 1976.

Für die Vegetationsperiode 2003 zeigen die ausnahmslos negativen  $KWB_{kum,veg}$  Werte an, dass der Niederschlag insgesamt unter der potenziellen Verdunstung lag. Im Mittel über alle Klimastationen betrug  $KWB_{kum,veg}$  –412 mm (Tabelle 7) und war damit deutlich niedriger als in der Klimanormalperiode 1961–1990 (94 mm). In der Vegetationsperiode 1976 belief sich der stationsübergreifende Mittelwert von  $KWB_{kum,veg}$  auf –182 mm, wobei allerdings  $KWB_{kum,veg}$  an den Klimastationen Isny (232 mm), St. Blasien (40 mm) und Hinterzarten (101 mm) positive Werte erreichte.

Die stationsspezifischen Abweichungen der klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationsperiode ( $\Delta KWB_{kum,veg}$ ) des Jahres 2003 von den Vergleichswerten in der Klimanormalperiode 1961–1990 waren – abgesehen von der Klimastation Buchen –

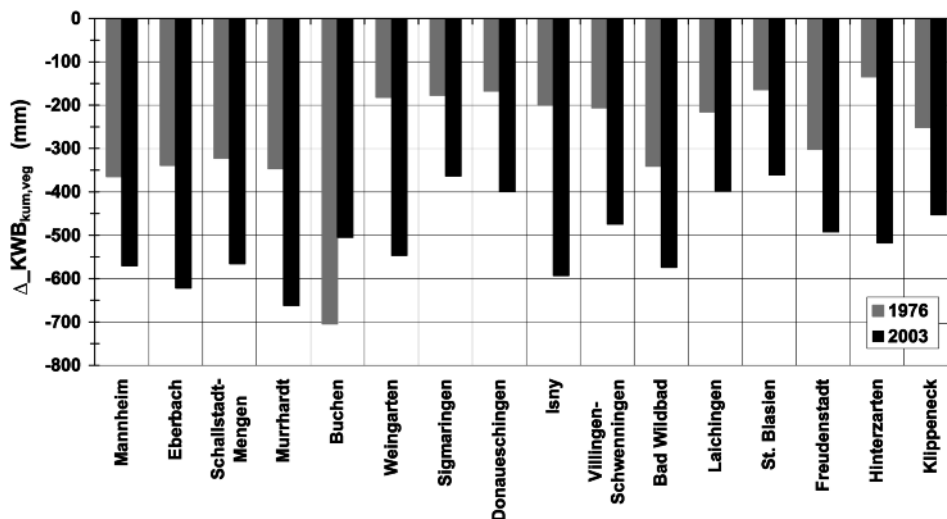


Fig. 5

Abweichungen ( $\Delta KWB_{kum,veg}$ ) der kumulativen täglichen klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationsperiode (Mai–September) in den Jahren 1976 und 2003 von der mittleren kumulativen täglichen klimatischen Wasserbilanz in der Vegetationsperiode der Klimanormalperiode 1961–1990 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Deviations ( $\Delta KWB_{kum,veg}$ ) of the cumulative daily climatic water balance in the vegetation period (May–September) in the years 1976 and 2003 from the mean cumulative daily climatic water balance in the vegetation period of the climate standard period 1961–1990 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.



wesentlich größer als in der Vegetationsperiode 1976 (Abb. 5). Die negativsten  $\varnothing_{\text{KWB}_{\text{kum,veg}}}$  Werte traten 2003 an den beiden Klimastationen Murrhardt (−662 mm) und Eberbach (−622 mm) auf. Der negativste aller  $\varnothing_{\text{KWB}_{\text{kum,veg}}}$  Werte trat 1976 an der Klimastation Buchen (−705 mm) auf.

Im Mittel über das gesamte Jahr sowie in der Vegetationsperiode war die über die klimatische Wasserbilanz beschriebene Trockenheit im Jahr 2003 ausgeprägter als im Jahr 1976. Zusätzlich weisen die Variationskoeffizienten darauf hin (Tabelle 7), dass sich diese Trockenheit sowohl im gesamten Jahr 2003 als auch in der Vegetationsperiode 2003 gleichmäßiger über die ausgewählten Klimastationen erstreckte als in den Vergleichszeiträumen 1976.

#### 4.4 Trockenheitsindex nach DE MARTONNE

In der Klimanormalperiode 1961–1990 streuten die Mittelwerte für den Trockenheitsindex nach DE MARTONNE (dMI) zwischen 33 in Mannheim und 106 in St. Blasien. Im Mittel über das Stations-

kollektiv ergab sich dMI = 64 (Tabelle 8). Für die Vegetationsperiode innerhalb dieser Klimanormalperiode belief sich der Mittelwert von dMI auf 48; stationsspezifisch lag dMI zwischen 30 (Mannheim) und 80 (Isny).

In den Jahren 1976 und 2003 waren die dMI Werte an allen untersuchten Stationen geringer als die mittleren dMI Werte in der Klimanormalperiode 1961–1990. Dementsprechend waren auch die über alle Klimastationen gemittelten dMI Jahreswerte niedriger und betrugen 48 im Jahr 1976 und 42 im Jahr 2003. Bis auf die Klimastationen Hinterzarten und Klippeneck wurden für dMI im Jahr 2003 kleinere Werte als im Jahr 1976 bestimmt. Die niedrigsten dMI Werte ergaben sich sowohl 1976 als auch 2003 für die beiden Klimastationen im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland, d.h. Mannheim (1976: dMI = 22; 2003: dMI = 20) und Schallstadt-Mengen (1976: dMI = 28; 2003: dMI = 27). Während in der Klimanormalperiode 1961–1990 die stationsspezifisch, höchsten mittleren dMI Werte in St. Blasien (106), Freudenstadt (99) und Isny (96)

Tab. 8

**Statistische Kenngrößen zum mittleren jährlichen Trockenheitsindex nach DE MARTONNE (dMI) und mittlerer Trockenheitsindex nach DE MARTONNE ( $\text{dMI}_{\text{veg}}$ ) für die Vegetationsperiode (Mai–September) in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie dMI und  $\text{dMI}_{\text{veg}}$  in den Jahren 1976 und 2003 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.**

**Statistical values of the mean annual drought index according to DE MARTONNE (dMI) and mean drought index according to DE MARTONNE ( $\text{dMI}_{\text{veg}}$ ) in the vegetation period (May–September) in the climate standard period 1961–1990 as well as dMI and  $\text{dMI}_{\text{veg}}$  in the years 1976 and 2003 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.**

Klimastation	1961–1990		1976		2003	
	dMI	$\text{dMI}_{\text{veg}}$	dMI	$\text{dMI}_{\text{veg}}$	dMI	$\text{dMI}_{\text{veg}}$
<i>Mittelwert</i>	64	48	48	39	42	27
<i>Variationskoeffizient (%)</i>	36	27	38	37	38	31
<i>Maximum</i>	106	80	83	72	71	47
<i>Minimum</i>	33	30	22	19	20	14
<i>Spannweite</i>	73	50	61	53	52	33

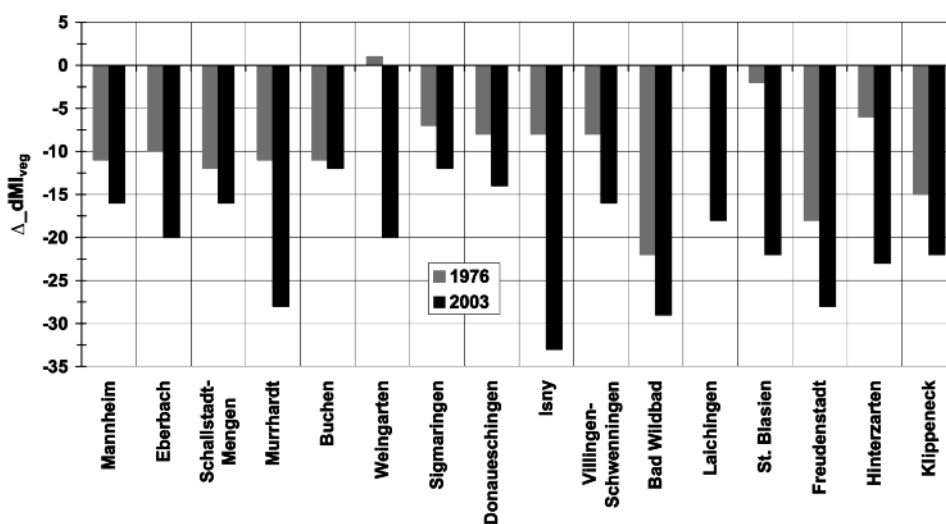


Fig. 6

Abweichungen ( $\varnothing_{\text{dMI}_{\text{veg}}}$ ) des Trockenheitsindex nach DE MARTONNE in der Vegetationsperiode 1976 und 2003 vom mittleren Trockenheitsindex in der Vegetationsperiode in der Klimanormalperiode 1961–1990 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Deviations ( $\varnothing_{\text{dMI}_{\text{veg}}}$ ) of the drought index according to DE MARTONNE in the vegetation period in the years 1976 and 2003 from the mean drought index in the vegetation period of the climate standard period 1961–1990 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

auftraten, dominierte dMI im Jahr 1976 in St. Blasien (83), Isny (82) und Hinterzarten (71) sowie im Jahr 2003 in Hinterzarten und Isny (jeweils 71), St. Blasien (67) und Freudenstadt (58). Das bedeutet, dass die über dMI angezeigte Wahrscheinlichkeit von Trockenstresssymptomen an Waldbäumen im Wuchsgebiet Schwarzwald und im südlichen Teil des Wuchsgebiets SW-deutsches Alpenvorland relativ gering, im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland hingegen deutlich ausgeprägter war.

Bei einem stationsübergreifenden Mittelwert von 27 (Tabelle 8) schwankten in der Vegetationsperiode 2003 die  $dMI_{veg}$  Werte zwischen 14 (Mannheim) und 47 (Isny). Diese Extremwerte lagen unter den Vergleichswerten von  $dMI_{veg}$  in der Vegetationsperiode 1961–1990 (Minimum: 30, Maximum: 80) und in der Vegetationsperiode 1976 (Minimum: 19, Maximum: 72), die jeweils für die gleichen Stationen ermittelt wurden. Die über alle Stationen gemittelten  $dMI_{veg}$  Werte beliefen sich in der Vegetationsperiode 1961–1990 auf 48 und im Jahr 1976 auf 39. Der im Gegensatz zur Vegetationsperiode 1976 niedrigere Variationskoeffizient in der Vegetationsperiode 2003 resultiert, wie schon bei den Ergebnissen zur klimatischen Wasserbilanz, aus der gleichmäßigeren Verteilung der Trockenheit über die hier berücksichtigten Klimastationen in der Vegetationsperiode 2003.

Die größten absoluten Abweichungen  $\bar{d}dMI_{veg}$  vom langjährigen mittleren  $dMI_{veg}$  in der Vegetationsperiode 1961–1990 traten in der Vegetationsperiode 2003 an den Klimastationen Isny (–33), Bad Wildbad (–29) sowie Murrhardt und Freudenstadt (jeweils –28) auf (Abb. 6). Die kleinsten  $\bar{d}dMI_{veg}$  Werte wurden für Buchen und Sigmaringen (jeweils –12), Donaueschingen (–14) sowie Mannheim, Schallstadt-Mengen und Villingen-Schwenningen (jeweils –16) bestimmt. In der Vegetationsperiode 1976 war  $\bar{d}dMI_{veg}$  an den Klimastationen Bad Wildbad (–29), Freudenstadt (–18) und Klippeneck (–15) am negativsten; in Weingarten erreichte  $\bar{d}dMI_{veg}$  sogar 1. In Laichingen stimmten  $dMI_{veg}$  in den Vegetationsperioden 1976 sowie 1961–1990 überein, d.h.  $\bar{d}dMI_{veg} = 0$ .

#### 4.5 Relative nutzbare Bodenwasserkapazität

Aus dem über alle Klimastationen gemittelten Jahresgang der simulierten relativen nutzbaren Bodenwasserkapazität nWK in der Klimanormalperiode 1961–1990 (Abb. 7) geht hervor, dass der Bodenwasserspeicher zu Jahresbeginn im Mittel zu 89% aufgefüllt

war. Im Jahresverlauf stieg nWK auf 92% Ende Januar an, nahm dann bis auf 53% Anfang August ab und erreichte Ende Dezember wieder den Ausgangswert.

Obwohl nWK zu Jahresbeginn 2003 im Mittel über alle ausgewählten Klimastationen fast 100% aufwies, lag nWK bereits Ende Februar unter dem langjährigen Vergleichswert. Anfang Mai war der nWK Mittelwert auf 32% reduziert. Nach einem kurzfristigen leichten Anstieg in der zweiten Maihälfte betrug der nWK Mittelwert Ende Juni 24%. Unterbrochen von weiteren leichten Anstiegen im Juli 2003 erreichte der nWK Mitte August den tiefsten Mittelwert (20%) im Jahr 2003. Die überdurchschnittlichen Niederschläge in der ersten Hälfte des Oktobers führten zu einem abrupten Anstieg des nWK Mittelwerts von 27% auf 76%. Er lag damit um 16% über dem langjährigen Vergleichswert. Dieser wurde Mitte November 2003 wieder unterschritten und nWK erreichte 83% am Ende des Jahres 2003.

Zu Beginn des Jahres 1976 wies der über das Stationskollektiv gemittelte, simulierte nWK Wert die gleiche Größenordnung wie der langjährige Mittelwert auf. Ab Mitte Januar verlief der nWK Mittelwert im Jahr 1976 unter den langjährigen Vergleichswerten und erreichte – wie im Jahr 2003 – Anfang Mai ein sekundäres Minimum mit ebenfalls 32%. Das absolute Minimum des nWK Mittelwertes (18%) trat Anfang Juli auf. Danach stieg der nWK Mittelwert infolge von Niederschlägen relativ rasch an, wies Ende Juli mit 69% ein saisonales Maximum auf und sank Ende August wieder bis auf 36% ab. Anschließend nahm der nWK Mittelwert zu, unterschritt aber die langjährigen nWK Mittelwerte ab Mitte Oktober und erreichte am Jahresende nur 78%.

Als Beispiele für stationsspezifische Abweichungen von den mittleren Mustern der Jahresgänge von nWK in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003 dienen die Jahresgänge der simulierten nWK an den Klimastationen Freudenstadt (Abb. 8a) im Wuchsgebiet Schwarzwald und Schallstadt-Mengen im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland (Abb. 8b). Bedingt durch die unterschiedliche Stationslage war in Freudenstadt der Bodenwasserspeicher im Mittel über die Klimanormalperiode zu Beginn des Jahres fast aufgefüllt (98%), während er in Schallstadt-Mengen nur 73% betrug, sich bis Mitte Februar allerdings noch auf 79% erhöhte. Das Minimum der simulierten nWK Werte wurde in Freudenstadt (67%) in der ersten Augusthälfte erreicht, während es

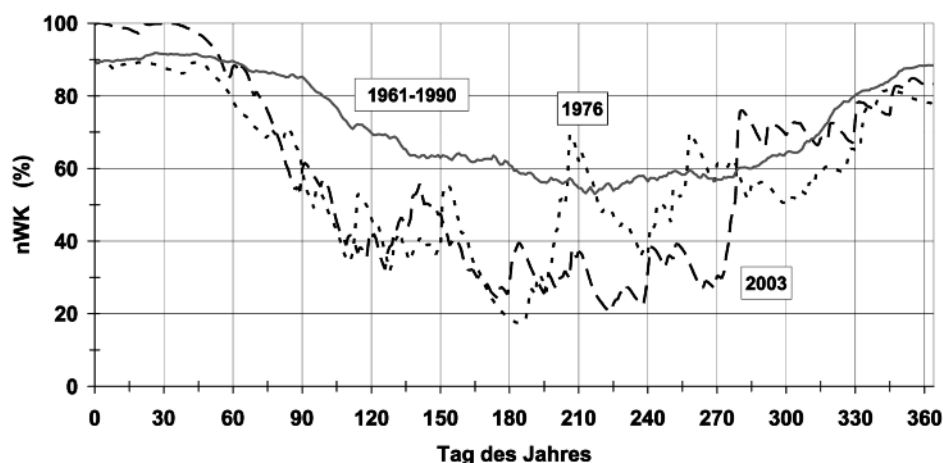


Fig. 7

Mittlere Jahresgänge der simulierten relativen nutzbaren Bodenwasserkapazität nWK in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003, gemittelt über alle 16 ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.

Mean annual courses of the simulated relative available soil water capacity nWK in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003, averaged over all 16 selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.

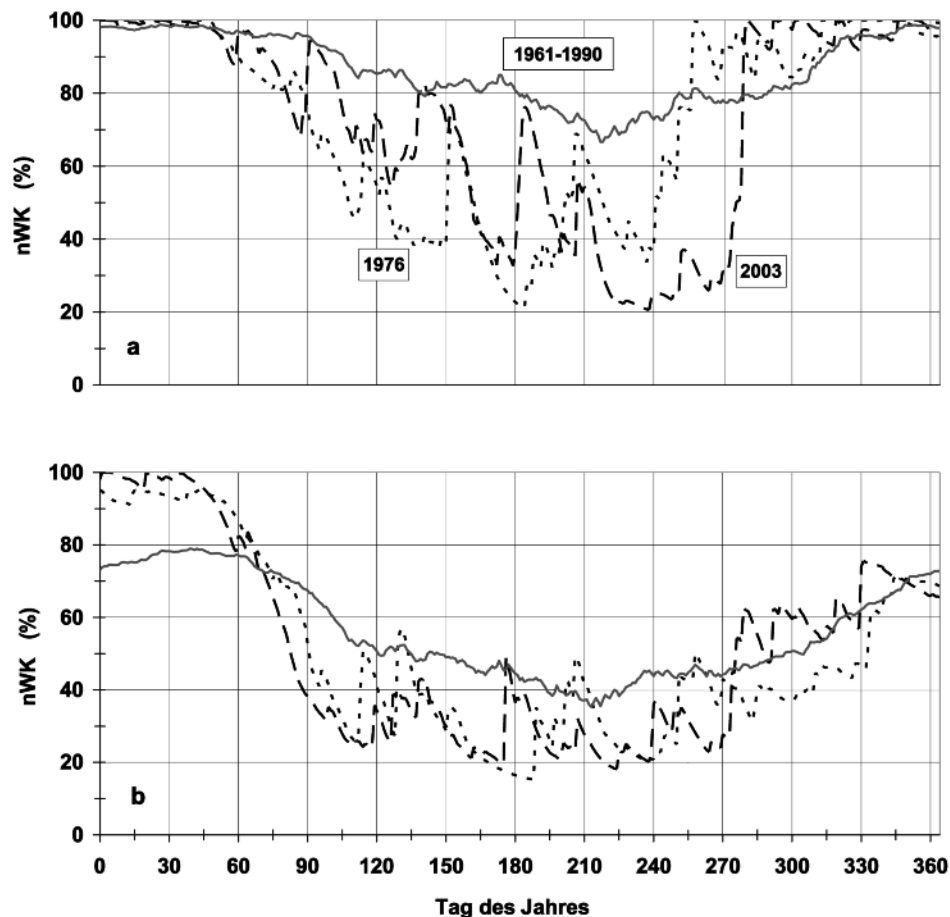


Fig. 8

Jahresgänge der simulierten relativen nutzbaren Bodenwasserkapazität nWK an den Klimastationen Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) des Deutschen Wetterdienstes in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003.

Annual course of the simulated relative available soil water capacity nWK at the climate stations Freudenstadt (a) und Schallstadt-Mengen (b) of the German Weather Service in the climate standard period 1961–1990 as well as in the years 1976 and 2003.

in Schallstadt-Mengen bereits Anfang August auftrat und mit 35% deutlich niedriger war, d.h. an der tiefer gelegenen Klimastation Schallstadt-Mengen verlief nWK im Mittel über die Klimanormalperiode auf einem wesentlich geringeren Niveau als an der höher gelegenen Klimastation Freudenstadt.

In Schallstadt-Mengen (Abb. 8b) war der Bodenwasserspeicher zu Beginn der Jahre 1976 (95%) und 2003 (100%), im Gegensatz zum Mittel über die Klimanormalperiode 1961–1990, nahezu gefüllt. Der Verlauf der simulierten nWK Werte wies in der ersten Hälfte der Jahre 1976 und 2003, bis auf die etwas höheren nWK Werte im Jahr 2003, keine nennenswerten Strukturdifferenzen auf. Ab der ersten Märzdekade lagen die simulierten nWK Werte für die Jahre 1976 und 2003 unter den langjährigen Vergleichswerten. Ende Juni stieg nWK im Jahr 2003 an, während nWK im Jahr 1976 Anfang Juli das Minimum (15%) erreichte. Das nWK Minimum im Jahr 2003 (18%) trat Mitte August auf. Im letzten Quartal der Jahre 1976 und 2003 stieg nWK infolge höherer Niederschläge und abnehmender Verdunstung wieder an. Am Ende der Jahre 1976 (69%) und 2003 (66%) lagen die simulierten nWK Werte jedoch unter dem langjährigen Mittelwert (73%).

In Freudenstadt (Abb. 8a) war der Bodenwasserspeicher zu Beginn der Jahre 1976 und 2003 ebenfalls gefüllt, was jedoch unter Berücksichtigung der mittleren nWK Werte in der Klimanormal-

periode 1961–1990 nicht überrascht. Ab der zweiten Februarhälfte unterschritten die simulierten nWK Werte in den Jahren 1976 und 2003 die langjährigen Mittelwerte. Überschritten wurden sie wieder Mitte September 1976 und in der ersten Oktoberhälfte 2003. Das Minimum von nWK trat 1976 (21%) Anfang Juli auf, während es 2003 (21%) erst für Ende August simuliert wurde. Charakteristisch für beide Jahre ist ein kurzzeitiger, rapider Anstieg von nWK, der im Jahr 1976 Anfang September, im Jahr 2003 dagegen erst einen Monat später einsetzte.

Die Zeiträume mit nWK < 40% traten in Freudenstadt im Jahr 1976 in ausgeprägter Form von Mitte Juni bis Mitte Juli sowie in abgeschwächter Form in der zweiten Augushälfte auf, während sie sich im Jahr 2003 in abgeschwächter Form von Mitte bis Ende Juni und in ausgeprägter Form von Anfang August bis Anfang Oktober erstreckten. In Schallstadt-Mengen lagen diese Zeiträume im Jahr 1976 Mitte April, von Mitte Mai bis Mitte Juli, von Anfang August bis Mitte September und Mitte Oktober. Im Jahr 2003 war nWK < 40% von Anfang April bis Mitte Mai, von der dritten Maidekade bis zur dritten Junidekade und von der ersten Julidekade bis zur ersten Oktoberdekade. Insgesamt folgt aus diesem Vergleich, dass sich die Trockenheit im Jahr 1976 in die höheren Lagen auf einen kürzeren Zeitraum als im Jahr 2003 erstreckte, während sich diese Differenzierung für die tieferen Lagen nicht eindeutig bestätigen lässt.

Tab. 9

**Statistische Kenngrößen zur nutzbaren Bodenwasserkapazität auf Jahresbasis nWK und in der Vegetationsperiode (Mai–September) nWK<sub>veg</sub> in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie in den Jahren 1976 und 2003 an ausgewählten Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes in Baden-Württemberg.**

**Statistical values of the relative available soil water capacity on an annual basis nWK as well as in the vegetation period (May–September) nWK<sub>veg</sub> in the climate standard period 1961–1990 and in the years 1976 and 2003 at selected climate stations of the German Weather Service in Baden-Wuerttemberg.**

Klimastation	1961–1990		1976		2003	
	nWK (%)	nWK <sub>veg</sub> (%)	nWK (%)	nWK <sub>veg</sub> (%)	nWK (%)	nWK <sub>veg</sub> (%)
<i>Mittelwert</i>	72	60	59	43	58	34
<i>Variationskoeffizient (%)</i>	16	24	28	37	15	21
<i>Maximum</i>	88	82	83	71	73	46
<i>Minimum</i>	50	38	26	16	43	24
<i>Spannweite</i>	38	42	57	55	30	22

Unter Berücksichtigung der für die Simulation von nWK gemachten Annahmen waren die stationsspezifischen nWK Mittelwerte sowohl auf Jahresbasis als auch für die Vegetationsperiode in den Jahren 1976 und 2003 an den ausgewählten Klimastationen geringer als in der Klimanormalperiode 1961–1990 (Tabelle 9). Auf Jahresbasis waren die stationsspezifischen nWK Mittelwerte im Jahr 2003, bis auf Mannheim, Schallstadt-Mengen, Buchen, Sigmaringen, Villingen-Schwenningen und Laichingen, niedriger als im Jahr 1976. Bezogen auf die Vegetationsperiode erreichte nWK<sub>veg</sub> im Jahr 2003, bis auf Mannheim und Buchen, niedrigere Mittelwerte als im Jahr 1976. Die Variationskoeffizienten zeigen an, dass sowohl die jährlichen nWK Mittelwerte als auch die nWK Mittelwerte in der Vegetationsperiode im Jahr 2003 weniger streuten als im Jahr 1976. Die Klimastation Mannheim im Wuchsgebiet Oberrheinisches Tiefland wies in beiden Jahren für beide Mittelungszeiträume die niedrigsten nWK Mittelwerte auf, während die höchsten nWK Mittelwerte an Klimastationen im Wuchsgebiet Schwarzwald (Freudenstadt im Jahr 2003 und in der Vegetationsperiode 2003 sowie Hinterzarten im Jahr 1976) und im südlichen SW-deutschen Alpenvorland (Isny in der Vegetationsperiode 1976) auftraten.

## 5. DISKUSSION DER ERGEBNISSE

Im globalen Maßstab überschritt der Jahresmittelwert 2003 der bodennahen Lufttemperatur  $T_a$  den Jahresmittelwert von  $T_a$  in der Klimanormalperiode 1961–1990 um  $0.46^\circ\text{C}$  (MENNE, 2004). Damit zählt das Jahr 2003 zu den drei wärmsten Jahren seit Beginn der instrumentellen meteorologischen Beobachtungen. In Deutschland waren die Gebietsmittelwerte von  $T_a$  in den Monaten Juni und August die höchsten seit Beginn des 20. Jahrhunderts. Der  $T_a$  Mittelwert über die Sommermonate Juni, Juli und August betrug  $19.6^\circ\text{C}$ . Er lag damit um  $3.4^\circ\text{C}$  über dem  $T_a$  Mittelwert in der Klimanormalperiode 1961–1990 (BELL und EICHLER, 2004; SCHÖN- WIESE et al., 2004).

Für das hier untersuchte Stationskollektiv in Baden-Württemberg wurden Ergebnisse zur Trockenheit 2003 in räumlicher und zeitlicher Auflösung erzielt, die eine solide Grundlage für eine differenzierte Analyse der Reaktionen von Wäldern auf dieses extreme Witterungsereignis bilden. So überstieg der  $T_a$  Mittelwert über die Monate Juni, Juli und August 2003 den entsprechenden  $T_a$  Mittelwert in der Klimanormalperiode 1961–1990 um  $4.5^\circ\text{C}$ . Bezogen auf das gesamte Jahr 2003 lag der  $T_a$  Mittelwert um  $1.6^\circ\text{C}$  über dem  $T_a$  Mittelwert in der Vergleichsperiode. Die größte monatliche

$T_a$  Abweichung 2003 gegenüber der Klimanormalperiode von  $6.9^\circ\text{C}$  im Monat Juni an der Klimastation Schallstadt-Mengen in der südlichen Oberrheinebene stimmt mit den von FINK et al. (2004) genannten maximalen  $T_a$  Abweichungen im Juni 2003 im Südwesten Deutschlands und in der Schweiz überein. Ähnlich wie in der Schweiz (REBETZ, 2004) nahm infolge der extremen positiven  $T_a$  Abweichungen im Jahr 2003 die Anzahl der Sommertage und heißen Tage 2003 in Baden-Württemberg zu und erreichten ein deutlich höheres Niveau als in der Klimanormalperiode 1961–1990. Sie lag auch über den analogen Werten im Trockenjahr 1976.

Für das untersuchte Stationskollektiv betrug im Jahr 2003 die mittlere jährlichen Niederschlagssumme 72% des Vergleichswertes in der Klimanormalperiode. Sie wies damit die Größenordnung der vom DWD ermittelten Abweichungen des Gebietsniederschlags in Baden-Württemberg vom langjährigen Gebietsmittelwert in der Klimanormalperiode auf (DWD, 2004). Das auf das Stationskollektiv bezogene Niederschlagsdefizit war im Jahr 2003 (–28%) etwas größer als im Jahr 1976 (–24%). Das Niederschlagsdefizit erreichte in der Vegetationsperiode 2003 (–36%) ein wesentlich stärkeres Ausmaß als in der Vegetationsperiode 1976 (–18%).

Daraus folgt, dass die Witterung im Jahr 2003 im Vergleich zum Trockenjahr 1976 insgesamt als noch trockener zu beurteilen ist. Unter Berücksichtigung von Proxydaten für die Zeit vor der Instrumentenbeobachtung lässt sich der Sommer 2003 zwar als extrem (LUTERBACHER et al., 2004), aber nicht als einzigartig einstufen. So ist der Sommer 2003 in seinen Auswirkungen mit einigen anderen im 16. Jahrhundert vergleichbar, z.B. mit dem Sommer 1540, von dem aus Archivalien bekannt ist, dass die damals herrschende Hitzewelle in ganz Europa Flüsse zum Versiegen und Wälder zum Brennen brachte (PFISTER, 1999).

Für die Beurteilung der Auswirkungen der Witterung 2003 auf Waldökosysteme sind allerdings die klimatische Wasserbilanz KWB, der Trockenheitsindex dMI nach DE MARTONNE und die relative nutzbare Bodenwasserkapazität aussagekräftiger als die Lufttemperatur- und Niederschlagverhältnisse für sich allein, da sie das Wärme- und Wasserangebot miteinander kombinieren. Im Mittel über das ausgewählte Stationskollektiv zeigte KWB in der Vegetationsperiode 2003 (–412 mm) ein deutlich größeres Wasserdefizit als in der Vegetationsperiode 1976 (–182 mm) an. Über ähnlich hohe, negative Werte wurde auch aus Südeuropa und dem Mittelmeerraum berichtet (UNEP, 2004). Selbst an den Klimastationen im Wuchsgebiet Schwarzwald traten bei KWB außergewöhnliche



Abweichungen zwischen dem Jahr 2003 bzw. der Vegetationsperiode 2003 und den entsprechenden Vergleichswerten in der Klimanormalperiode 1961–1990 auf.

Nach der Trockenstresseinteilung von KLAP et al. (2000) herrschten in der Vegetationsperiode 2003 an über 80% der untersuchten Klimastationen (über alle Höhenlagen hinweg) zumindest schwache Trockenstressbedingungen für Wälder ( $dMI_{veg} < 35$ ). Für immerhin über 40% der untersuchten Stationen zeigte  $dMI_{veg}$  klare Trockenstressbedingungen für Wälder ( $dMI_{veg} < 25$ ) in der Vegetationsperiode 2003 an. Auf der Grundlage der  $dMI_{veg}$  Werte herrschten die ausgeprägtesten Trockenstressbedingungen an den tiefer gelegenen Klimastationen in den Wuchsgebieten Oberrheinisches Tiefland, Odenwald und Neckarland.

Im Gegensatz zur klimatischen Wasserbilanz und zum Trockenheitsindex dMI nach DE MARTONNE, über die sich Resultate auf Jahresbasis bzw. für die gesamte Vegetationsperiode erzielen ließen, ermöglichten die auf Tagesbasis vorhandenen Ergebnisse für die simulierte, relative nutzbare Bodenwasserkapazität nWK (1) eine zeitlich hoch aufgelöste Einschätzung der meteorologischen Trockenheit 2003 und (2) einen Bezug auf Wälder. Obwohl sich stationsübergreifende Muster der Trockenheit in den Jahren 1976 und 2003 andeuteten, war die Trockenheit in den Jahren 1976 und 2003 an den untersuchten Klimastationen im Jahresverlauf unterschiedlich intensiv ausgeprägt. Sie erstreckte sich an den tiefer gelegenen Klimastationen in den Wuchsgebieten Oberrheinisches Tiefland, Odenwald und Neckarland über einen längeren Zeitraum in der Vegetationsperiode als an den höher gelegenen Klimastationen in den Wuchsgebieten Schwäbische Alb, Schwarzwald und SW-deutsches Alpenvorland. Stationsübergreifend deutete sich die Tendenz an, dass die Trockenheit 1976 ihren Schwerpunkt Anfang Juli aufwies, während er bei der Trockenheit im Jahr 2003 Ende August lag. Da der Beginn der Trockenheit nicht nennenswert zwischen den Jahren 1976 und 2003 differierte, umfasste die Trockenheit 2003 im Mittel einen längeren Zeitraum als im Jahr 1976.

Die außergewöhnliche Witterung im Jahr 2003 führte laut Waldzustandsbericht 2004 für Baden-Württemberg (FVA, 2004) zu Trockenheitsschäden in Wäldern in ganz Baden-Württemberg. Die Schwerpunkte lagen vor allem im Schwäbisch-Fränkischen Wald, in Franken, auf der Ostalb, in der Oberrheinebene und in der Vorbergzone des Schwarzwaldes. Trockenschäden traten aber auch im Schwarzwald an Südhängen des Elztals und des Kinzigtals auf. Die räumliche Differenzierung der beobachteten Trockenheitsschäden ist u.a. durch das relativ ausgeprägte Relief in Baden-Württemberg bedingt. Es war im Wesentlichen auch für die räumliche Variabilität der hier erzielten Ergebnisse zu den forstmeteorologischen Kenngrößen verantwortlich.

Schon in der Vergangenheit führten Trockenperioden – insbesondere 1976 – zu Zuwachsrückgängen und Schäden an Kulturen in Süddeutschland (KERN, 1960; EICKHORN, 1986; GERECKE, 1986; GÄRTNER und STOLL, 1990; BECKER und GLASER, 1991; DITTMAR und ELLING, 1999; PRETZSCH, 2003). In Abhängigkeit von der Gründigkeit können Trockenheitsschäden an Waldbäumen sowohl auf trockenen als auch nassen Standorten auftreten (DITTMAR und ELLING, 1999). Auch wenn die Wiederkehrrate der extremen sommerlichen Witterung 2003 als äußerst gering eingestuft wird (SCHÄR et al., 2004; SCHÖNWIESE et al., 2004), kann diese nach PARKER et al. (2004) aber als eine Vorausschau auf mögliche klimatische Bedingungen Ende des 21. Jahrhunderts sein. Ansteigende Treibhausgasemissionen führen nach SCHÄR et al. (2004) zukünftig zu einer Intensivierung und zunehmenden Häufigkeit meteorologischer Extremereignisse. BENISTON (2004) geht davon aus, dass die 2002 durch Starkniederschläge sowie 2003 durch Hitze und Trockenheit dominierten Witterungsbedingungen als Beispiele dafür gelten können, wie sich das zukünftige Klima in Europa aus-

prägen kann. Nach PAL et al. (2004) gehören insbesondere auch Mittel- und Westeuropa zu den Regionen, in denen zukünftig die Wahrscheinlichkeit sowohl für sommerliche Hochwasser als auch für Trockenperioden ansteigt.

## 6. SCHLUSSFOLGERUNGEN

In Simulationsrechnungen (LASCH et al., 2002a; PRETZSCH, 2002; LEXER et al., 2002; PRETZSCH und ĎURSKÝ, 2002) hat der Klimawandel regional unterschiedliche Auswirkungen auf die verschiedenen Baumarten. So führt z.B. der beobachtete Lufttemperaturanstieg zu einer Verlängerung der Vegetationszeit, die in den Regionen, in denen sich Baumarten auf ihr Lufttemperaturoptimum zu bewegen, einen baumartenabhängigen Zuwachsanstieg zur Folge haben kann. In den Regionen, in denen sich Baumarten infolge des klimawandelbedingten Lufttemperaturanstiegs von ihrem Lufttemperaturoptimum entfernen, sind Zuwachsverluste zu erwarten (PRETZSCH, 2002). Die unterschiedlichen Zuwachsreaktionen hängen dabei von der baumartspezifischen ökologischen Amplitude ab, die durch lokale und regionale Einflüsse, wie Bodeneigenschaften, überlagert wird.

Da es neben den zu erwartenden, räumlich variablen Zuwachsänderungen auch Modifizierungen in den Konkurrenzverhältnissen zwischen Baumarten, z.B. zwischen Fichte und Buche, geben wird (LINDNER et al., 1997; BAYFORKLIM, 1999; LEXER et al., 2002; PRETZSCH und ĎURSKÝ, 2002; PRETZSCH, 2003), muss auf den Klimawandel mit regional angepassten waldbaulichen Konzepten reagiert werden (DOBBELER und SPELLMANN, 2002). Die entscheidende forstmeteorologisch relevante Variable für Zuwachsänderungen in Mittel- und Südeuropa wird – vor dem Hintergrund der energetisch bedingten Forcierung der Verdunstung – die Wasserversorgung von Waldökosystemen sein. Auf der Grundlage von Simulationsrechnungen ist davon auszugehen, dass Wachstumsreduktionen auf Standorten mit zunehmendem Wasserstress wahrscheinlicher werden (LINDNER et al., 1997; LASCH et al., 2002a, 2002b; LINDNER et al., 2002; SABATÉ et al., 2002). Umgekehrt ist bei ausreichender Wasserversorgung, z.B. in den höheren Lagen der Mittelgebirge, mit Zuwachssteigerungen zu rechnen. Bei gleichzeitigem Anstieg der atmosphärischen  $CO_2$  Konzentration und des Niederschlags gehen SABATÉ et al. (2002) von einem Zuwachsanstieg auch bei verschiedenen Laub- und Nadelbaumarten in der Mittelmeerregion aus.

## 7. ANMERKUNGEN

Dem Deutschen Wetterdienst wird für die problemlose Bereitstellung der verwendeten Klimadaten gedankt. Herr Dipl.-Forstw. JAN MÜLLER leistete im Rahmen von umfangreichen statistischen Voruntersuchungen einen wesentlichen Beitrag zu den Basisarbeiten dieser Studie.

## 8. ZUSAMMENFASSUNG

Die extreme Trockenheit 2003 im Südwesten Deutschlands wurde unter forstmeteorologischen Aspekten analysiert und den mittleren Witterungsbedingungen in der Klimanormalperiode 1961–1990 sowie dem Trockenjahr 1976 gegenübergestellt. Grundlage der statistischen Untersuchungen waren Tagesmittelwerte von Lufttemperatur  $T_a$  und relativer Luftfeuchte RH sowie von Tagessummen des Niederschlags N an 16 Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes, die innerhalb der sieben forstlichen Wuchsgebiete in Baden-Württemberg liegen. Die Ergebnisse beziehen sich auf das gesamte Jahr 2003 und die Vegetationsperiode 2003. Sie umfassen Mittelwerte von  $T_a$ , tägliche Extremwerte von  $T_a$ , Anzahl von Sommertagen und heißen Tagen, Summen von N, klimatische Wasserbilanz, Trockenheitsindex nach DE MARTONNE und simulierte nutzbare Bodenwasserkapazität.

Die Resultate zeigen stationsübergreifende Muster der Trockenheit in den Jahren 1976 und 2003. Allerdings war im Jahresverlauf die Trockenheit an den untersuchten Klimastationen unterschiedlich intensiv ausgeprägt. An den tiefer gelegenen Klimastationen in den Wuchsgebieten Oberrheinisches Tiefland, Odenwald und Neckarland umfasste sie einen längeren Zeitraum in der Vegetationsperiode als an den höher gelegenen Klimastationen in den Wuchsgebieten Schwäbische Alb, Schwarzwald und SW-deutsches Alpenvorland. Stationsübergreifend wies die Trockenheit im Jahr 1976 ihren Schwerpunkt Anfang Juli auf, während er sich im Jahr 2003 auf Ende August verlagerte. Da die Trockenheit in den Jahren 1976 und 2003 näherungsweise zum gleichen Zeitpunkt einsetzte, erstreckte sie sich 2003 über einen längeren Zeitraum als 1976, was ihre negative Bedeutung für die Forstwirtschaft erhöhte.

## 9. Summary

Title of the paper: *Forest meteorological investigation of the drought 2003 in the southwest of Germany.*

The extreme drought 2003 in the southwest of Germany has been analysed under forest meteorological aspects and compared to the mean weather conditions in the climate standard period 1961–1990 as well as the drought year 1976. The statistical investigations are based on daily mean values of air temperature  $T_a$  and relative humidity RH as well as daily totals of precipitation N. The meteorological data were recorded at 16 climate stations of the German Weather Service located over the seven forest growth regions in the Federal State of Baden-Wuerttemberg. The results are related to the complete year 2003 and the growing season 2003. They include mean values of  $T_a$ , daily extreme values of  $T_a$ , number of summer and hot days, totals of N, climatic water balance, drought index according to DE MARTONNE and simulated relative available soil water capacity.

The results show similar patterns of the drought 1976 and 2003 over the investigated stations. However, the intensity of the drought in both years was different for the climate stations. The drought spanned a longer period at the lower elevated stations in the growth region Upper Rhine lowland, Odenwald and Neckarland than at the higher elevated stations in the growth regions Swabian Jura, Black Forest and SW-German alpine upland. For almost all stations, the drought 1976 was most pronounced at the beginning of July, whereas the drought 2003 was most intensive at the end of August. As the droughts 1976 and 2003 started approximately at the same time, the drought 2003 spanned a longer period, which increases its negative significance for forestry.

## 10. Résumé

Titre de l'article: *Investigations en météorologie forestière de la sécheresse 2003 dans le sud-ouest de l'Allemagne.*

L'extrême sécheresse 2003 dans le sud-ouest de l'Allemagne a été analysée sous les aspects de la météorologie forestière et comparée aux conditions météorologiques moyennes dans la période climatique normale 1961–1990 et à l'année sèche 1976. Les investigations statistiques se sont basées sur la température de l'air  $T_a$  et l'humidité relative RH, de même que sur la somme journalière des précipitations N, enregistrées dans 16 stations climatiques des services météorologiques allemands situées dans les sept domaines de croissance forestière du Bade Wurtemberg. Les résultats se rapportent à toute l'année 2003 et à la période végétale 2003. Ils incluent les valeurs moyennes journalières de  $T_a$ , les valeurs maximales journalières de  $T_a$ , le nombre de jours d'été et de jours chauds, les sommes de N, le bilan climatique de l'eau, l'indice de sécheresse d'après DE MARTONNE et la capacité simulée de l'eau du sol utilisable.

Les résultats montrent des modèles similaires de la sécheresse 1976 et 2003 sur toutes les stations climatiques considérées. Toutefois, l'intensité de la sécheresse durant ces deux années dans ces stations climatiques s'est exprimée de façon nettement différente. La durée de sécheresse dans les stations climatiques basses localisées dans les domaines de croissance du pays bas du Rhin supérieur, Odenwald et Neckarland ont été plus longue dans la période végétale en comparaison aux stations climatiques plus élevées situées dans les domaines de croissance du Jura Souabe, la forêt noire et le SO allemand du haut pays des Alpes. Dans presque toutes les stations, la sécheresse 1976 a été plus prononcée au début du mois de juillet tandis que la sécheresse 2003 a été plus intense à la fin août. Bien que la sécheresse des deux années 1976 et 2003 commencèrent approximativement à la même période, celle de 2003 dura plus longtemps, ce qui accrut sa signification négative pour la forêt.

## 11. Literatur

- BAUMGARTNER, A. und H.-J. LIEBSCHER (1990): Lehrbuch der Hydrologie. Band 1: Allgemeine Hydrologie. Berlin, Gebrüder Borntraeger, 673 S.
- BAYFORKLIM (1999): Klimaänderungen in Bayern und ihre Auswirkungen. Abschlussbericht des Bayrischen Klimaforschungsverbundes. München, Verlag Hans Lindner, 90 S.
- BECKER, B. und R. GLASER (1991): Baumringsignaturen und Wetteranomalien (Eichenbestand Guttenberger Forst, Klimastation Würzburg). Forstw. Cbl. **110**: 66–83.
- BELL, G. und T. EICHLER (2004): Europe – Summer heat wave. In: State of the climate in 2003 (Hrsg.: D. H. LEVINSON, A. M. WAPLE). Bull. Amer. Meteor. Soc. **85**: 881–881.
- BENISTON, M. (2004): The 2003 heat wave in Europe: A shape of things to come? An analysis based on Swiss climatological data and model simulations. Geophys. Res. Lett. **31**, L02202, doi: 10.1029/2003.GL018857.
- BLACK, E., M. BLACKBURN, G. HARRISON, B. HOSKINS und J. METHVEN (2004): Factors contributing to the summer 2003 European heatwave. Weather **59**: 217–223.
- BURROUGHS, W. J. (2003): Climate – Into the 21<sup>st</sup> Century. Cambridge, Cambridge University Press, 240 S.
- CHMIELEWSKI, F.-M. und T. RÖTZER (2001): Response of tree phenology to climate change across Europe. Agric. Forest Meteorol. **108**: 101–112.
- DIETMAR, C. und W. ELLING (1999): Jahringbreite von Fichte und Buche in Abhängigkeit von Witterung und Höhenlagen. Forstw. Cbl. **118**: 251–270.
- DÖBBELER, H. und H. SPELLMANN (2002): Methodological approach to simulate and evaluate silvicultural treatments under climate change. Forstw. Cbl. **121**, Supplement 1: 52–69.
- DWD (2004): Witterungsreport – Jahreskurzübersicht 2003. Offenbach, Deutscher Wetterdienst, 27 S.
- EEA (2004): Impact of Europe's changing climate. Kopenhagen, European Environment Agency, 100 S.
- EICHKORN, TH. (1986): Wachstumsanalysen an Fichten in Südwestdeutschland. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **157**: 125–139.
- FABIAN, P. und A. MENZEL (1998): Wie sehen die Wälder von morgen aus – aus der Sicht eines Klimatologen. Forstw. Cbl. **117**: 339–354.
- FINK, A., T. BRÜCHER, A. KRÜGER, G. C. LECKEBUSCH, J. G. PINTO und U. ULBRICH (2004): The 2003 European summer heatwaves and drought – synoptic diagnosis and impacts. Weather **59**: 209–216.
- FRITSCH, J. (1998): Energiebilanz und Verdunstung eines bewaldeten Hanges im Hochschwarzwald. Ber. Meteor. Inst. Univ. Freiburg Nr. 1, 186 S.
- FVA (2004): Waldzustandsbericht 2004 der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg. Freiburg, Forstl. Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, 54 S.
- GERECKE, K.-L. (1986): Zuwachsuntersuchungen an vorherrschenden Tannen aus Baden-Württemberg. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **157**: 59–68.
- GÄRTNER, R. und G. STOLL (1990): Weiserjahre in Baden-Württemberg. AFZ **45**: 1163–1167.
- GÜNTHER, T. (2004): Langzeitverhalten hydrometeorologischer Größen. Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft. KLIWA-Berichte Nr. 4, 37–71.
- HAMON, W. R. (1963): Computation of direct runoff amounts from storm rainfall. Int. Ass. Sci. Hydrol. Pub. 63.
- HAUDE, W. (1955): Zur Bestimmung der Verdunstung auf möglichst einfache Weise. Mitt. DWD Nr. 2.
- HEIM JR., R. R. (2002): A Review of Twentieth-Century Drought Indices Used in the United States. Bull. Amer. Meteor. Soc. **83**: 1149–1165.
- HUNDECHA, Y. und A. BARDOSSY (2005): Trends in daily precipitation and temperature extremes across western Germany in the second half of the 20<sup>th</sup> century. Int. J. Climatol. **25**: 1189–1202.

- KEYANTASH, J. und J. A. DRACUP (2002): The Quantification of Drought. An Evaluation of Drought Indices. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **83**: 1167–1180.
- KERN, K. G. und W. MOLL (1960): Der jahreszeitliche Ablauf des Dickenwachstums von Fichten verschiedener Standorte im Trockenjahr 1959. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **131**: 97–116.
- KLAP, J. M., G. J. REINDS, A. BLEEKER und W. DE VRIES (2000): Environmental stress in German forests. Assessment of critical deposition levels and their exceedances and meteorological stress for crown condition monitoring sites in Germany. Wageningen, Alterra, Green World Research. Rapport No. 134, 73 S.
- KUNKEL, K. E., R. A. PIELKE JR. und S. A. CHANGNON (1999): Temporal fluctuations in weather and climate extremes that cause economic and human impacts: A Review. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **80**: 1077–1098.
- LASCH, P., F.-W. BADECK, M. LINDNER und F. SUCKOW (2002a): Sensitivity of simulated forest growth to changes in climate and atmospheric CO<sub>2</sub>. *Forstw. Cbl.* **121**, Supplement 1: 155–171.
- LASCH, P., M. LINDNER, M. ERHARD, F. SUCKOW und A. WENZEL (2002b): Regional impact assessment on forest structure and functions under climate change – the Brandenburg case study. *Forest Ecol. Manag.* **162**: 73–86.
- LEXER, M. J., K. HÖNNINGER, H. SCHEIFINGER, CH. MATULLA, N. GROLL, H. KROMP-KOLB, K. SCHADAUER, F. STARLINGER und M. ENGLISCH (2002): The sensitivity of Austrian forests to scenarios of climatic change: a large-scale risk assessment based on a modified gap model and forest inventory data. *Forest Ecol. Manag.* **162**: 53–72.
- LINDNER, M. (1999): Klimaeinflüsse auf Wachstum und Verbreitung von Waldbäumen. *AFZ* **54**: 561–564.
- LINDNER, M., H. BUGMANN, P. LASCH, M. FLECHSIG und W. CRAMER (1997): Regional impacts of climatic change on forests in the state of Brandenburg, Germany. *Agric. Forest Meteorol.* **84**: 123–135.
- LINDNER, M., F.-W. BADECK, P. BARTELHEIMER, S. BONK, W. CRAMER, M. DIETER, H. DÖBBELER, J. DÜRSKY, C. DUSCHL, M. FABRIKA, D. FRÖMDLING, E. GUNDERMANN, P. HENNIG, W. HÖLZER, P. LASCH, B. LEISCHNER, M. LIESEBACH, A. POMMERENING, M. POTT, H. PRETZSCH, W. SCHLOTT, F. SCHOLZ, H. SPELLMANN, E. SUCKOW, M. SUDA und B. WOLFF (2002): Integrating forest growth dynamics, forest economics and decision making to assess the sensitivity of the German forest sector to climate change. *Forstw. Cbl.* **121**, Supplement 1: 191–208.
- LUTERBACHER, J., D. DIETRICH, E. XOPLAKI, M. GROSJEAN und H. WANNER (2004): European seasonal and annual air temperature variability, trends, and extremes since 1500. *Science* **303**: 1499–1503.
- LWF (2003): Klimawandel und Nachhaltigkeit aus forstlicher Sicht, LWF aktuell Nr. 37.
- LWF (2004a): Auswirkungen der Trockenheit 2003 und Waldschutzsituation 2004. LWF aktuell Nr. 43.
- LWF (2004b): Waldzustandsbericht 2004. Bayerisches Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten, 58 S.
- DE MARTONNE, E. (1926): L'indice d'aridité. *Bull. Ass. Geogr. De France* Vol. IX.
- MAYER, H., C. KÖNIG und A. RALL (1988): Identifikation von Witterungsereignissen mit pflanzenphysiologischen Streßwirkungen für Waldbäume. *Forstw. Cbl.* **107**: 131–140.
- MAYER, H., TH. HOLST, U. BRUGGER und A. KIRCHGÄSSNER (2005): Trends der forstlich relevanten Klimavariablen Lufttemperatur und Niederschlag im Südwesten Deutschlands von 1950 bis 2000. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **176**: 45–56.
- MEEHL, G. A., T. KARL, D. R. EASTERLING, S. CHANGNON, R. PIELKE, JR., D. CHANGNON, J. EVANS, P. Y. GROISMAN, T. R. KNUTSON, K. E. KUNKEL, L. O. MEARN, C. PARMESAN, R. PULWARTHY, T. ROOT, R. T. SYLVES, P. WHETTON und F. ZWIERS (2000): An introduction to trends in extreme weather and climate events: observations, socioeconomic impacts, terrestrial ecological impacts and model projections. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **81**: 413–416.
- MENNE, M. (2004): Global climate. Global surface temperatures. In: State of the climate in 2003 (Hrsg.: D. H. LEVINSON, A. M. WAPLE). *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **85**: 881–881.
- MESHCHERSKAYA, A. V. und V. G. BLAZHEVICH (1997): The drought and excessive moisture indices in a historical perspective in the principal grain-producing regions of the former Soviet Union. *J. Clim.* **10**: 2670–2682.
- MOBERG, A. und P. D. JONES (2005): Trends in indices for extremes in daily temperature and precipitation in central and western Europe, 1901–99. *Int. J. Climatol.* **25**: 1149–1171.
- MÜLLER, J. (2005): Forstmeteorologische Analyse der Dürre 2003 in Baden-Württemberg. Diplomarbeit Meteor. Inst. Univ. Freiburg, 210 S.
- MURNANE, R. J. (2004): Climate Research and Reinsurance. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **85**: 697–707.
- PAL, J., F. GIORGI und X. BI (2004): Consistency of recent European summer precipitation trends and extremes with future regional climate projections. *Geophys. Res. Lett.* **31**: L13202 doi:10.1029/2004GL019836.
- PARKER, D., L. ALEXANDER und J. KENNEDY (2004): Global and regional climate in 2003. *Weather* **59**: 145–152.
- PARMESAN, C., T. L. ROOT und M. R. WILLIG (2000): Impacts of Extreme Weather and Climate on Terrestrial Biota. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **81**: 443–450.
- PARRY, M. L. (2000): Assessment of potential effects and adaptations for climate change in Europe: summary and conclusions. Jackson Environment Institute, University of East Anglia, Norwich, 24 S.
- PFISTER, C. (1999): Witterungsbildung: 500 Jahre Klimavariationen und Naturkatastrophen (1496–1995). Bern, Haupt Verlag, 304 S.
- POUTTU, A. und M. DOBBERTIN (2000): Needle-retention and density patterns in *Pinus sylvestris* in the Rhone Valley of Switzerland: comparing results of the needle-trace method with visual defoliation assessments. *Can. J. For. Res.* **30**: 1973–1982.
- PRETZSCH, H. (2002): Application and evaluation of the growth simulator SILVA 2.2 for forest stands, forest estates and large regions. *Forstw. Cbl.* **121**, Supplement 1: 28–51.
- PRETZSCH, H. (2003): Diversität und Produktivität von Wäldern. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **174**: 88–98.
- RAPP, J. und C.-D. SCHÖNWIESE (1996): Niederschlag- und Temperaturtrends in Baden-Württemberg 1955–1994 und 1895–1994. In: Wasser, die elementare Ressource (Hrsg.: H. LEHN, M. STEINER, H. MOHR). Berlin, Springer-Verlag, 114–169.
- RASMUSSEN, E. M., R. E. DICKINSON, J. E. KUTZBACH und M. K. CLEAVELAND (1993): Climatology. In: Handbook of Hydrology (Hrsg.: D. R. MAIDMENT), McGraw-Hill, 2.1–2.44.
- REBETZ, M. (2004): Summer maximum and minimum daily temperatures over a 3300 m altitudinal range in the Alps. *Clim. Res.* **27**: 45–50.
- REDMOND, K. T. (2002): The Depiction of Drought. A commentary. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* **83**: 1143–1147.
- REINHARD, M., M. REBETZ und R. SCHLAEPFER (2005): Recent climate change: rethinking drought in the context of forest fire research in Ticino, south of Switzerland. *Theor. Appl. Climatol.* **82**: 17–25.
- RENNENBERG, H., W. SEILER, R. MATYSSEK, A. GESSLER und J. KREUZWIESER (2004): Die Buche (*Fagus sylvatica* L.) – ein Waldbaum ohne Zukunft im südlichen Mitteleuropa? *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **175**: 210–224.
- RUDOLF, B. (2004): Zeitlich-räumliche Verteilung der Gebietsniederschläge in Europa. In: Klimastatusbericht 2003 des DWD. Offenbach, Deutscher Wetterdienst, 115–122.
- SABATÉ, S., C. A. GRACIA und A. SÁNCHEZ (2002): Likely effects of climate change on growth of *Quercus ilex*, *Pinus halepensis*, *Pinus pinaster*, *Pinus sylvestris* und *Fagus sylvatica* in the Mediterranean region. *Forest Ecol. Manag.* **162**: 23–37.
- SCHÄR, C., P. L. VIDALE, D. LUTHI, C. FREI, C. HABERLI, M. A. LINIGER und C. APPENZELLER (2004): The role of increasing air temperature variability in European summer heatwaves. *Nature* **427**: 332–336.
- SCHMIDT, J. (1990): Überlegungen zur Erfassung und Beschreibung von Wachstumsgängen am Beispiel der Durchmesserzuwachsentwicklung der letzten Jahrzehnte von Fichtenbeständen in Bayern unter besonderer Berücksichtigung witterungsbedingter Zuwachsreaktionen. *Forstl. Forschungsber. München* Nr. 104, 156 S.
- SCHMIDT, J. und H. MAYER (1991): Klimatische Verhältnisse in Bayern im Hinblick auf die neuartigen Waldschäden (Fortsetzung). Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben Nr. 6495-953-23329 Bay. Staatsmin. Landesentw. u. Umweltfragen, 128 S.
- SCHÖNWIESE, C.-D., T. STAEGEGER und S. TRÖMEL (2004): The hot summer 2003 in Germany. Some preliminary results of a statistical time series analysis. *Meteorol. Z.* **13**: 323–327.
- SCHWALM, C. R. und A. R. EK (2001): Climate change and site: relevant mechanisms and Modeling techniques. *Forest Ecol. Manag.* **150**: 241–257.
- SCHWEINGRUBER, F. H. (1991): Weiserjahre als Zeiger extremer Standorteinflüsse. *Schweiz. Z. Forstwes.* **142**: 33–52.
- SPIECKER, H., M. LINDNER und H.-P. KAHLE (2000): Germany. In: Expert assessment on the likely impacts of climate change on forests and forestry in Europe (Hrsg.: S. KELLOMÄKI, T. KARJALAINEN, F. MOHREN, T. LAPVETELÄINEN) European Forest Institute, Joensuu, 65–71.
- UNEP (2004): Impacts of summer 2003 heat wave in Europe. DEWA-GRID Europe. Early Warning on Emerging Environmental Threats 2.
- WEISCHET, W. (1991): Einführung in die Allgemeine Klimatologie. Stuttgart, B.G. Teubner, 275 S.
- WILHITE, D. A. (2000): Drought as a natural hazard: concepts and definitions. In: Drought: A Global Assessment (Hrsg. D. A. WILHITE). Natural Hazards and Disasters Series, London, Routledge Publishers, 3–18.
- WILHITE, D. A. und M. H. GLANTZ (1985): Understanding the drought phenomenon: The role of definitions. *Water International* **10**: 111–120.



# Überlegungen zur Verbesserung der Durchmesser- und Sortenprognose bei der Wiederholungsinventur – BWI III

(Mit 3 Abbildungen und 1 Tabelle)

Von E. KUBLIN<sup>\*)</sup>

(Angenommen Juni 2006)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Schaftkurven; Modellkalibrierung; Fehlerkorrelation; Korrekturfaktoren.*

*Taper functions; model calibration; error correlation; correction factors.*

## 1. EINFÜHRUNG

Die Kenntnis der im Wald stockenden Vorräte und deren Aufgliederung nach Sorten ist eine Grundvoraussetzung für die forstbetriebliche Planung. Kalkulatorisch ermittelte Sorten werden zur Hiebs- und Finanzplanung eingesetzt, sind Grundlage für die Wertberechnung von Beständen und geben Auskunft über die Ertragsituation der verschiedenen Baumarten. Für diese Berechnungen wurden bis in die 90er Jahre des abgelaufenen Jahrhunderts empirische Einschlagsdaten mit mathematisch-statistischen Verfahren grafisch aufbereitet, die Ergebnisse mit Bestandes- und Hiebskennzahlen verknüpft und in einfachen Tafeln mit lokalem Bezug oder zu komplexen Tafelwerken mit überregionalem Geltungsbereich zusammengefasst. Auf Einschlagsdaten aufbauende Sortentafeln haben den Vorteil, dass sie zum Zeitpunkt ihrer Konstruktion ein getreues Abbild der durchschnittlichen Sorten- und Stärkeklassenaushaltung liefern. Sie haben andererseits aber den Nachteil, dass sie bei wechselnden Aushaltungsgewohnheiten, bedingt etwa durch eine veränderte Nachfragesituation am Markt, schnell unbrauchbar werden. Deshalb wurden parallel zu den Ertragstafeln auch Verfahren entwickelt, bei denen der Sortenanfall über Klassenmittelstämme berechnet und anhand von Durchmesserverteilungen auf den Bestand oder die jeweilige Befundeinheit hochgerechnet wird. Im Mittelpunkt dieser Verfahren steht eine möglichst präzise Beschreibung der Schaftdurchmesser-Höhenrelation für die Modellstämme einer Dimensionsklasse in Form von Tabellen (echte oder unechte Ausbauchungsreihen) oder anhand mathematischer Formeln. Bei der rechnerischen (ideellen) Sortierung werden die Durchmesser aus Tabellen oder über Formgleichungen bestimmt und das Volumen einzelner Abschnitte mit der Mittenflächenformel oder mit anderen Kubierungsregeln berechnet und zum Sortenvolumen für den Klassenmittelstamm aufsummiert.

Die Beschreibung der Schaftform mit mathematischen Funktionen ermöglicht eine einfache Umsetzung in Rechenprogramme. *Abbildung 1* zeigt beispielhaft, dass die rechnerische Sortenzerlegung einer 50 cm starken und 40 m hohen Fichte bei einem Sortimentszopf von mindestens 30 cm ohne Rinde (o.R.) vier Starkholzabschnitte von 5 m Länge mit einem Gesamtvolumen von ca. 2,08 fm o.R. liefert. Darüber hinaus wird bei einem Aufarbeitungszopf von 15 cm o.R. im oberen Stammteil noch ein 12,3 m langer Abschnitt mit ca. 0,54 fm o.R. ausgehalten, vgl. *Tabelle 1*. Das Gesamterdbholz für eine Fichte dieser Dimension wird mit 3,28 fm mit Rinde (m.R.) kalkuliert. Bei der Modellrechnung wurde eine Stockhöhe von 40 cm und eine Längenzugabe von jeweils 10 cm für die Starkholzsortimente in Rechnung gestellt.

Durch Änderung der Stammdimensionen und Sortiervorgaben können mit dieser einfachen Kalkulationshilfe alternative Sortiervarianten für beliebige Bäume überprüft und miteinander verglichen werden. In dem an der FVA Baden-Württemberg entwickelten Kalkulationsprogramm *HOLZERnte* kann eine Vielzahl der in der Praxis üblichen Aushaltungsstrategien standardmäßig abgerufen werden. Neue Sortiervarianten lassen sich einfach über Parametervorgaben definieren. Damit können die betriebswirtschaftlichen Auswirkungen einzelner Aufarbeitungs- und Bringungsvarianten rechnerisch überprüft und miteinander verglichen werden (SCHÖPFER et al., 2003). Der biometrische Kern des Kalkulationsprogramms *HOLZERnte* besteht im wesentlichen aus den für die Bundeswaldinventur I und II entwickelten und im BWI Programm BDATpro implementierten Schaftfunktionen (KUBLIN, 2003).

Die BWI Schaftfunktionen haben sich in zahlreichen Untersuchungen und Anwendungen bewährt und mittlerweile einen gewissen Standard etabliert. Stabilität und Validität der BWI Schaftkurven sind nicht zuletzt in der breiten Datenbasis mit Durchmesserreihen von Versuchsflächen aus dem Bereich der alten Bundesländer, die zur Parametrisierung der mathematischen Modelle herangezogen wurden, begründet. Trotzdem lohnt es sich, im Hinblick auf eine künftige Bundeswaldinventur über die Frage, ob und ggf. welche Modifikationen an den derzeit verwendeten Schaftfunktionen erforderlich oder zumindest wünschenswert wären, nachzudenken. Wichtig ist, dass rechtzeitig vor der nächsten Bundeswaldinventur eine Ergänzung der vorhandenen Datenbasis mit Messreihen aus dem Bereich der neuen Bundesländer vorgenommen wird. Mit diesen Daten sind die bestehenden Modelle zu überprüfen und, falls notwendig, entsprechend zu verändern, damit für das gesamte Bundesgebiet eine flächendeckende Repräsentativität der Schaftfunktionen garantiert ist. Außerdem sind Untersuchungen zur zeitlichen Stabilität der Modellparameter notwendig. Es ist zu prüfen, inwieweit sich Veränderungen in der Waldbewirtschaftung in der Schaftform niederschlagen und zu überlegen, wie sich beobachtete Effekte in die Modelle integrieren lassen.

Tab. 1

### Abschnittsdurchmesser und -volumen zur Starkholzsortierung in *Abbildung 1*.

#### Block diameters and volume for the assortment given in *figure 1*.

Sortierung	Baumart	BHD (cm)	Höhe (m)	Derbholz (fm m.R.)
	Fichte	50	40	3.28
Abschnitt	Durchmesser		Volumen	Σ Volumen
Länge (m)	Mitte (cm m.R.)	Zopf (cm o.R.)	(fm o.R.)	(fm o.R.)
5.0	43.4	39.0	0.65	0.65
5.0	40.4	36.4	0.55	1.20
5.0	37.6	33.5	0.48	1.68
5.0	34.4	30.0	0.40	2.08
12.3	26.0	15.0	0.54	2.62

<sup>\*)</sup> Dr. EDGAR KUBLIN, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Biometrie und Informatik, Wonnhaldestraße 4, 79100 Freiburg, E-Mail: [Edgar.Kublin@forst.bwl.de](mailto:Edgar.Kublin@forst.bwl.de)



Baumart: Fichte

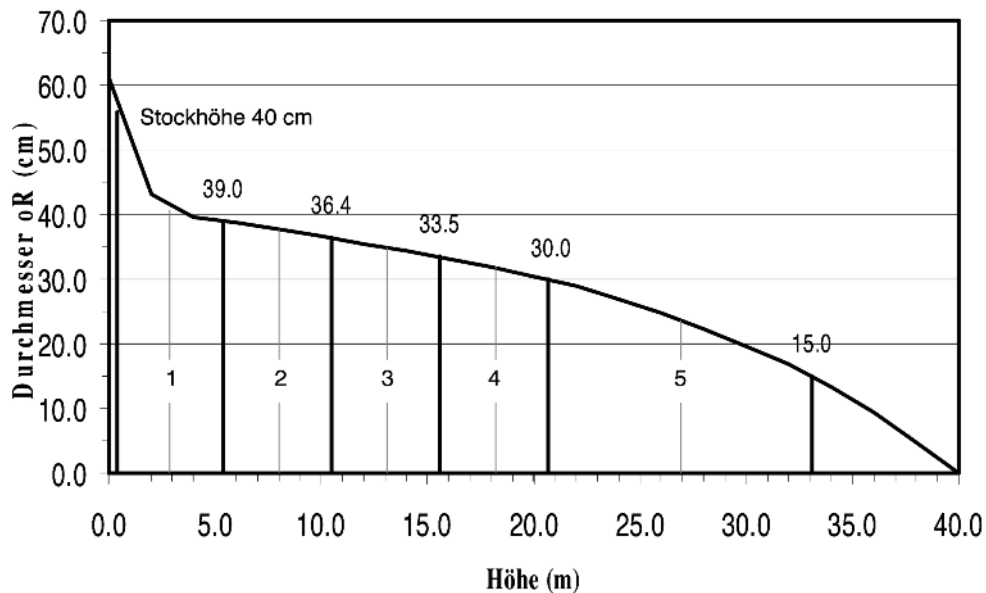


Fig. 1

Starkholzsortierung Abschnitte (1-4) mit einer Fixlänge von 5 m und einem Mindestzopfdurchmesser ohne Rinde (o.R.) von 30 cm. Oberer Abschnitt (5) mit variabler Länge und einem Grenzzopf von 15 cm o.R.

Logging with blocks (1-4) of 5 m length and a minimum diameter of 30 cm outside bark and an upper block (5) of variable length in with a minimum diameter of 15 cm outside bark (o.R.).

Neben der Schätzung des Holzvorrats und dessen Aufgliederung nach Sorten werden die Daten aus Waldinventuren künftig auch verstärkt zur Beantwortung ökologischer Fragestellungen herangezogen werden. Aktuell ist die Frage nach der Rolle des Waldes als regenerative Energiequelle und Kohlenstoffspeicher. Schaftformmodelle liefern bislang meist nur für einen Teil der gesamten Biomasse eines Baumes verlässliche Schätzungen. Mit den BWI Schaftkurven sind genaugenommen nur zuverlässige Schätzungen für das Stammholzvolumen ab einem Meter über dem Stammfuß aufwärts garantiert. Die Durchmesserprognose für den Wurzelanlauf bewegt sich im Extrapolationsbereich, da für die Modellanpassung keine Messdaten aus diesem Bereich zur Verfügung standen. Zum Zeitpunkt der Modellentwicklung war dies kein gravierendes Problem, weil der beabsichtigte Einsatz der Modelle auf die traditionelle Volumenberechnung und Sortierung begrenzt war. Veränderte Anforderungsprofile bei künftigen Forstinventuren lassen eine Erweiterung der Datenbasis zusammen mit einer Überarbeitung der Schaftformmodelle im Wurzelbereich sinnvoll erscheinen. Parallel dazu müssten Schätzfunktionen für das Kronenderbholz und die Wurzelmasse bereitgestellt werden, um eine brauchbare Biomassenabschätzung zu gewährleisten.

Üblicherweise werden Schaftkurven, die für Großrauminventuren konzipiert sind, zusätzlich zu BHD und Höhe in einem oberen Durchmesser verankert um die Genauigkeit der Durchmesserprognose innerhalb einer großen Formenvielfalt zu gewährleisten. Obere Durchmesser waren bislang aufwendig zu messen und damit teuer. Bei der Bundeswaldinventur wurde aus Kostengründen lediglich bei den starken Probabäumen (BHD  $\geq 20$  cm) ein zusätzlicher Durchmesser in 7 m Höhe gemessen. Mit den technischen Entwicklungen, die man heute schon beobachten kann, ist zu erwarten, dass Durchmesser künftig flexibler und günstiger zu messen sein werden. Mit optoelektronischen Messgeräten wird es möglich sein, mehrere Durchmesser an gut einsehbaren Stellen am Schaft kostengünstig zu erfassen. Um den vollen Nutzen aus dieser neuen Messtechnik ziehen zu können, müssen die Modelle für die Schaftformprognose in der Lage sein, Mehrfachmessungen in die Berech-

nungen einzubeziehen. Außerdem sind Angaben zur Vorhersagegenauigkeit gefragt. Damit kann der Genauigkeitsgewinn von Zusatzmessungen abgeschätzt und den zu erwartenden Mehrkosten im Rahmen einer Kosten-Nutzenanalyse bei der Inventurplanung gegenübergestellt werden. Die bekannten Schaftformmodelle begnügen sich mit einer möglichst unverzerrten Durchmesserprognose. Sofern vorhanden, sind Angaben zur Schätzgenauigkeit auf empirische Studien beschränkt, bei denen Durchmesserreihen mit den prognostizierten Stammdurchmessern verglichen und die mittleren Abweichungen nach Dimensions- und anderen Merkmalen gegliedert, tabellarisch und grafisch aufbereitet werden.

Insgesamt ergibt sich aus den veränderten und erweiterten Anforderungen an eine neue Bundeswaldinventur und angesichts neuer Möglichkeiten, die durch einen technischen Fortschritt bei der Messtechnik zu erwarten sind, die Notwendigkeit die bestehenden BWI Schaftfunktionen zu überprüfen und wo nötig zu modifizieren. Methodische Überlegungen, wie Mehrfachmessungen aus gut einsehbaren Stammbereichen zur baumindividuellen Kalibrierung und zur Steigerung der Durchmesser- und Sortenprognose zu nutzen sind, werden im folgenden informell diskutiert. Auf die Darstellung der mathematisch-statistischen Details wird an dieser Stelle verzichtet, dies soll an anderer Stelle ausführlich und in einem allgemeineren Kontext nachgeholt werden.

## 2. METHODEN

### 2.1 Mathematische Beschreibung der Schaftform

Die in BDAT umgesetzten Schaftfunktionen sind Teil einer langen Entwicklung, deren Anfänge über hundert Jahre zurück reichen. Zunächst wurde versucht, die Schaftdurchmesser-Höhenbeziehung durch einfache Funktionen zu beschreiben. Die Logarithmusfunktion stellte sich dabei als besonders günstig für die Beschreibung des mittleren Stammteils heraus. Daneben wurden auch Polynome unterschiedlicher Komplexität verwendet. Versuche, Schaftformgleichungen auf deduktivem Weg über physikalische und anatomische Gesetzmäßigkeiten herzuleiten, scheiterten

daran, dass die Probleme zu kompliziert und nur unter stark vereinfachenden Annahmen zu lösen waren. Mit steigender Rechnerleistung wurden komplexere Funktionen zur Beschreibung der Mantellinie eingesetzt und schließlich die Idee einer segmentierten Beschreibung der Schaftform wieder aufgegriffen. Ausgangspunkt dieser Überlegungen ist die Beobachtung, dass sich die Stammkontur der wichtigsten Nadel- und Laubbaumarten im wesentlichen durch drei Segmente mit unterschiedlich starken Krümmungen charakterisieren lässt. Ein konvexes, stark gekrümmtes Teilstück am Stammfuß, ein Mittelteil mit geringer Krümmung, das zur Stammspitze hin mit einer leicht konkaven Krümmung der Mantellinie ausläuft. Diese Beobachtungen sind bereits in wissenschaftlichen Arbeiten zur Kubierung von Stammabschnitten, die um 1800 herum datieren, zu finden. Für die mathematische Beschreibung einer aus Teilstücken zusammengesetzten Schaftform sind „Splinefunktionen“ besonders geeignet und werden seit nunmehr ca. 30 Jahren verwendet. Splinefunktionen, kurz Splines, sind aus Polynomstücken zusammengesetzte Funktion mit glatten Übergängen an den Nahtstellen (MAX und BURKHART, 1976; HRADETZKY, 1980; SLOBODA et al., 1998). Mit den Dimensionsdaten BHD und Höhe als Eingangsgröße lässt sich der Durchmesser an einer beliebigen Stelle im Probebaum berechnen. Eine umfangreiche Literaturzusammenstellung zu diesem Thema findet man in Rojo et al. (2005). Für Untersuchungen, bei denen eine hohe Genauigkeit bei

der Durchmesserprognose angestrebt wird, oder bei Großrauminventuren, bei denen ein großes Formenspektrum bei der Volumen- und Sortenkalkulation abzubilden ist, wird an den Probebäumen ein zusätzlicher Durchmesser aus dem oberen Stammbereich aufgenommen und als Prediktor in die Schaftformgleichungen integriert. Bei der Bundeswaldinventur wurde beispielsweise an den starken Probebäumen zusätzlich zu BHD und Höhe der D7m gemessen. Bei der Österreichischen Forstinventur wird der Durchmesser in 3/10 der Scheitelhöhe als zusätzlicher Formparameter an den Probebäumen gemessen (POLLANSCHÜTZ, 1965).

Welcher Genauigkeitsgewinn für die Durchmesserprognose durch die Messung eines zusätzlichen Durchmessers möglich ist, wird in *Abbildung 2* verdeutlicht. In der Abbildung werden Sektionsmessungen und Durchmesserprognosen, die zum einen ausschließlich mit dem BHD und der Höhe (Mittelstammprognose) und zum anderen unter Einbeziehung des D7m mit den BWI Schaftformgleichungen berechnet wurden, grafisch miteinander verglichen. Bei der Verwendung der BWI Schaftkurven mit lediglich den Eingangsgrößen BHD und Höhe sind zum Teil erhebliche Abweichungen der Messwerte von der Mittelstammprognose zu beobachten. Innerhalb eines Stammes sind die Abweichungen tendenziell gleichgerichtet, mit überwiegend positiven oder negativen Ausprägungen. Dementsprechend ist auch das kalkulatorische Stamm- und Sortenvolumen mit einer systematischen Fehlschätzung behaf-

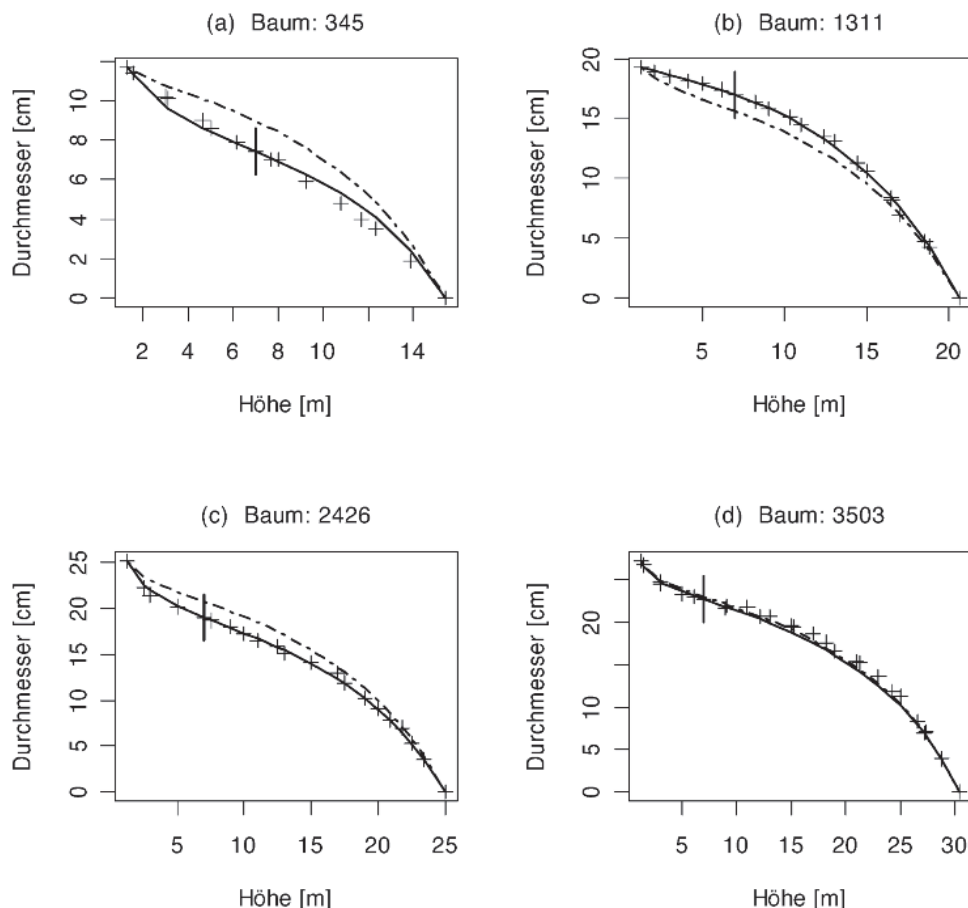


Fig. 2

Schaftkurvenanpassung mit den BWI Schaftkurven – BDATpro.

Grundkurve mit den Eingangsgrößen BHD und H als gestrichelte Linie.

Schaftkurve mit zusätzlicher Einhängung im D7m ist als durchgezogene Linie gezeichnet.

Die Höhe der zusätzlichen Messstelle (7 m) ist als senkrechte Linie gekennzeichnet.

Model fit with BWI taper curve equations – BDATpro. The Basic mean function with independent variables dbh and height is plotted as dashed line. The taper curve calculated with an additional diameter at 7 m heights (D7m) is plotted as solid line. The location of the diameter D7 m is marked as vertical line.

tet. Probebaum-basierte Hochrechnungen von Derbholzmasse und Sortenvolumen auf den Bestand oder regionale Einheiten sind dann ebenfalls von dieser Systematik betroffen, da ein Fehlerausgleich unter diesen Voraussetzungen nicht oder nur in geringem Umfang stattfinden kann.

Die Verankerung der Schaftkurve im D7m verbessert die Genauigkeit der Durchmesserprognose sichtbar. Die Abweichungen der Messwerte von den berechneten Durchmessern sind erheblich reduziert und ohne erkennbare Systematik. Bei der Mehrzahl der Probebäume sind innerhalb des Stammes sowohl positive wie negative Abweichungen zu beobachten, d.h. der obere Durchmesser ist bei großräumigen Inventuren mit einem breitgefächerten Formenspektrum ein guter Indikator für die baumindividuelle Schaftform.

## 2.2 Grundzüge eines neuen Schaftformmodells

Bei der Herleitung neuer Schaftfunktionen stehen Kontinuität und Weiterentwicklung im Hinblick auf mehr Flexibilität im Vordergrund. Die aktuellen Schaftfunktionen sollten in Anwendungsbereichen, bei denen sie sich bewährt haben, möglichst unverändert in das neue System integriert und konsistente Übergänge zu den Neuerungen geschaffen werden. Das bedeutet, das neue Gleichungssystem sollte Durchmesserprognosen auf der Basis von BHD und Höhe als Grundfunktion beinhalten, um auch im Rahmen von lokalen Inventuren und Simulationsrechnungen, bei denen in aller Regel keine oberen Durchmesser zur Verfügung stehen, eingesetzt werden zu können. Die BWI Schaftfunktionen haben sich in der Praxis bewährt. Sie beinhalten als Grundfunktionen Schaftkurven, deren Durchmesserprognose mit den Eingangsdaten BHD und Höhe auf einer aus der Bundeswaldinventur abgeleiteten mittleren Schaftform beruhen. Der Rückgriff auf diese Grundfunktionen garantiert, dass die Volumen- und Sortenberechnungen auf einem bundesweit repräsentativen und zeitlich aktuellen Abbild der mittleren Schaftform aufbauen und Formeffekte, die von veränderten Bestandesbewirtschaftungen, Klima- und Umweltveränderungen oder sonstigen Faktoren herrühren, indirekt in die Modellrechnungen einfließen.

Die Modifikation der Basisfunktionen, wenn zusätzliche Durchmesser für einen Probebaum vorliegen, orientiert sich an folgenden Grundgedanken: Bei der Messung eines zusätzlichen Durchmessers im oberen Stammbereich werden mehr oder weniger große positive oder negative Abweichungen von der Grundform zu beobachten sein. Die beobachteten Abweichungen sind ein summarisches Spiegelbild sämtlicher Faktoren, welche die Stammform eines Probebaums beeinflusst haben. Zu diesen Einflüssen gehören Standortraum, Bestandes- und Standortfaktoren ebenso wie klimatische Bedingungen und regionale und großräumige Umweltfaktoren. Dabei ist für die Modellierung der Schaftform die Wirkungsweise einzelner Formfaktoren oder das Zusammenspiel mehrerer Einflüsse, die in anderem Zusammenhang, etwa bei waldbaulichen Fragestellungen, interessant sein mögen, zweitrangig. Für die Modellbildung wichtig ist die Beobachtung, dass die Abweichungen von der Mittelstammprognose gleichgerichtet sind. Wird an einer Stelle im Schaft ein Durchmesser, der über der mittleren Schaftform liegt, gemessen, verläuft auch die gesamte Mantellinie des Probebaums mit hoher Wahrscheinlichkeit oberhalb der mittleren, durch BHD und Höhe des Probebaums definierten, Schaftform. Entsprechendes gilt für unterdurchschnittliche Schaftformen, vgl. *Abbildung 2*. Statistisch ausgedrückt bedeutet das, die Durchmesserabweichungen von der Mittelstammprognose sind korreliert. Die Durchmesserabweichung an einer beliebigen Stelle  $x$  im Stamm kann somit zur Vorhersage der Abweichung an einer anderen Stelle  $y$  verwendet werden. An den Sektionsdaten beobachtete Abweichungen vom Mittelstamm geben außerdem Auskunft über die Formvariabilität von Bäumen gleicher Stärke innerhalb einer Region. Um diese Zusammenhänge für eine Verbesserung der

Schaftformprognose nutzen zu können, müssen die beobachteten Abhängigkeiten in ein mathematisch-statistisches Modell eingebunden werden. Bei der Analyse von Sektionsdurchmesserreihen von Probebäumen aus zahlreichen Versuchsflächen zeigt sich, dass die Korrelation mit zunehmender Distanz zwischen zwei Durchmesser-messungen am Stamm abnimmt, und die Abnahme der Korrelation von der Lage im Schaft und von der Dicke des Stammes abhängig ist. Letzteres gilt auch für die Formvariabilität. Das hat zur Folge, dass die klassischen Verfahren der Geostatistik nicht für eine modellhafte Beschreibung der beobachteten Korrelationen bei den Durchmesserabweichungen innerhalb eines Stammes verwendet werden können. Die in der Geostatistik zur Beschreibung der räumlichen Abhängigkeit verwendeten Variogramm- bzw. Kovariogrammfunktionen sind lediglich von der Distanz zwischen den Beobachtungen aber nicht von deren Position abhängig (CRESSIE, 1991). Die Komplexität der Schaftformgleichungen und die Vielschichtigkeit der beobachteten Abhängigkeitsstruktur bei den Durchmesserabweichungen verhindert auch eine Modellierung im Rahmen von linearen oder nichtlinearen gemischten Modellen mit den in den Standard-Statistik-Programmen angebotenen Korrelationsfunktionen, vgl. ZHANG et al. (2002) und MACKENZIE (2005). Aus diesem Grund wurden die empirischen Korrelationen der Durchmesserabweichungen von der Grundfunktion mit multivariaten Splines geglättet (WOOD, 2006) und in mathematische Gleichungen umgesetzt. Darauf aufbauend können für jeden neu gemessenen Probebaum, aus den beobachteten Durchmesserabweichungen stammpositionsabhängige Korrekturfaktoren für die Justierung der Mittelstammprognose als räumliche Vorhersage berechnet werden. Die methodischen Details sollen an dieser Stelle nicht weiter ausgeführt werden, stattdessen wird auf das Kapitel 3 in der Monographie von CRESSIE (1991) verwiesen.

Das Prinzip, Standardfunktionen, beispielsweise Volumentarife, mit Hilfe von Korrekturfaktoren nachzujustieren, ist nicht neu. Die Korrekturfaktoren sind in den praktischen Anwendungen meist intuitiv begründet und plausibel. Die Einbettung der Korrekturfaktoren in ein mathematisches Modell ermöglicht neben plausiblen Korrekturen auch statistisch fundierte Aussagen zum Prognosefehler und zum Genauigkeitsgewinn, der durch den zusätzlichen Messaufwand zu erwarten ist. Aus dem Fehlermodell für die Durchmesserprognose lassen sich Genauigkeitsangaben für das berechnete Derbholz- und Sortenvolumen ableiten.

## 3. MODELLANPASSUNG – ERSTE ERGEBNISSE

Mit den in der BWI verwendeten Grundfunktionen und Sektionsdaten von Versuchsflächen (KUBLIN, 2003) wurden für die Durchmesserabweichungen bei der Fichte ein Korrelations- und Varianzmodell abgeleitet, die Durchmesser mit den korrigierten Grundfunktionen prognostiziert und die Ergebnisse der Modellanpassung analysiert. Das Ergebnis erster Anpassungsversuche ist beispielhaft für eine starke Fichte mit einem BHD von ca. 57 cm und einer Höhe von knapp 42 m in *Abbildung 3a–d* dargestellt. Die mit den Eingangsgrößen BHD und Höhe berechnete Mittelstammprognose (mittlere Linie) stimmt im Wurzelansatz gut mit den gemessenen Durchmessern überein. Das Prognoseergebnis wird zur Stammspitze hin deutlich schlechter. Im Bereich oberhalb von ca. 30 m liegen die Sektionsmessungen außerhalb des 95%-Vertrauensbereichs für die Durchmesserprognose, vgl. *Abbildung 3a*. Im mittleren Bereich bewegt sich der kalkulierte Prognosefehler bei  $\pm 3$  cm. Eine Verankerung der Schaftfunktion im D7m (*Abb. 3b*), was der Messpraxis bei der Bundeswaldinventur entspräche, würde für diesen Probebaum zu keiner Verbesserung bei der Durchmesserprognose gegenüber der Grundfunktion führen. Das ist plausibel, da die Grundfunktion in diesem Beispiel bereits durch den D7m verläuft und die Durchmesserabweichung an dieser Stelle den Wert Null hat. Der Durchmesser bei 7 m, genauer die Durch-

messerabweichung an dieser Stelle, trägt in diesem Fall keine zusätzliche Information, die eine über den Mittelwert hinausgehende Einordnung der Stammform zulässt. Rechnerisch kommt dies darin zum Ausdruck, dass die Korrekturfaktoren, die mit der neuen Methode, d.h. unter Berücksichtigung der Korrelationsstruktur in den Durchmesserabweichungen, berechnet wurden, an jeder Stelle im Schaft den Wert Null annehmen. Obwohl die Grundfunktion und die „korrigierte“ Durchmesserprognose nahezu deckungsgleich sind, ist das nicht gleichbedeutend damit, dass der zusätzliche Messaufwand an dieser Stelle und für diesen speziellen Baum umsonst war.

Wie in der *Abbildung 3b* ersichtlich ist, bewirkt die D7m Messung eine beträchtliche Verengung für den berechneten Vertrauensbereich der Durchmesserprognose. Im unteren Stammbereich wird die Schätzgenauigkeit im Vergleich zur Mittelstammprognose um ca. 1 cm korrigiert. Im oberen Stammbereich verschwindet dieser Effekt, die berechneten Prognosebereiche mit bzw. ohne D7m sind nahezu identisch. Für die Prognose in 7 m Höhe wird eine Varianz von Null berechnet, d.h. das neue Verfahren garantiert, dass die justierte Prognosefunktion durch den Messwert läuft. Das ist sachlogisch richtig, wenn eine fehlerfreie Messung des D7m unterstellt wird. Um den D7m herum sind die Prognosebereiche am engsten, das ist mathematisch aber auch intuitiv plausibel,

da sich die Schaftform nicht sprunghaft, sondern kontinuierlich verändert. Für die Modellakzeptanz durch den potentiellen Anwender sind solche Aspekte durchaus wichtig.

Der Versuch, die Schaftkurve in einem Durchmesser aus der oberen Stammhälfte zu verankern, was generell auch mit den aktuellen BWI Schaftkurven möglich wäre, bringt keine Vorteile gegenüber der Grundfunktion oder der im D7m verankerten Durchmesserprognose, vgl. *Abbildung 3c*. Im Gegenteil: Bei der Anpassung mit Nachjustierung auf den Durchmesser in 25 m Höhe sind die alten Abweichungen in der Stammspitze nach wie vor zu beobachten. Darüber hinaus kommen im unteren Stammbereich neue Anpassungsprobleme hinzu, die zuvor nicht aufgetreten sind. Die Schaftform dieses Probebaumes ist mit den Dimensionsdaten BHD und Höhe und nur einem weiteren Durchmesser offensichtlich nicht zufriedenstellend abzubilden. Je nach Fragestellung ist zu entscheiden, ob man sich mit diesem Mangel zufrieden gibt oder versucht, durch zusätzliche Messungen die Schätzgenauigkeit zu erhöhen. Das setzt allerdings voraus, dass die verwendeten Schaftformmodelle auch in der Lage sind, den zusätzlichen Messaufwand in eine Verbesserung der Durchmesserprognose umzusetzen. Mit den hier skizzierten Modellmodifikationen ist das grundsätzlich möglich, wie ein Blick auf die *Abbildung 3d* zeigt. Dort ist das Anpassungsergebnis mit einer Verankerung im unteren, mittleren

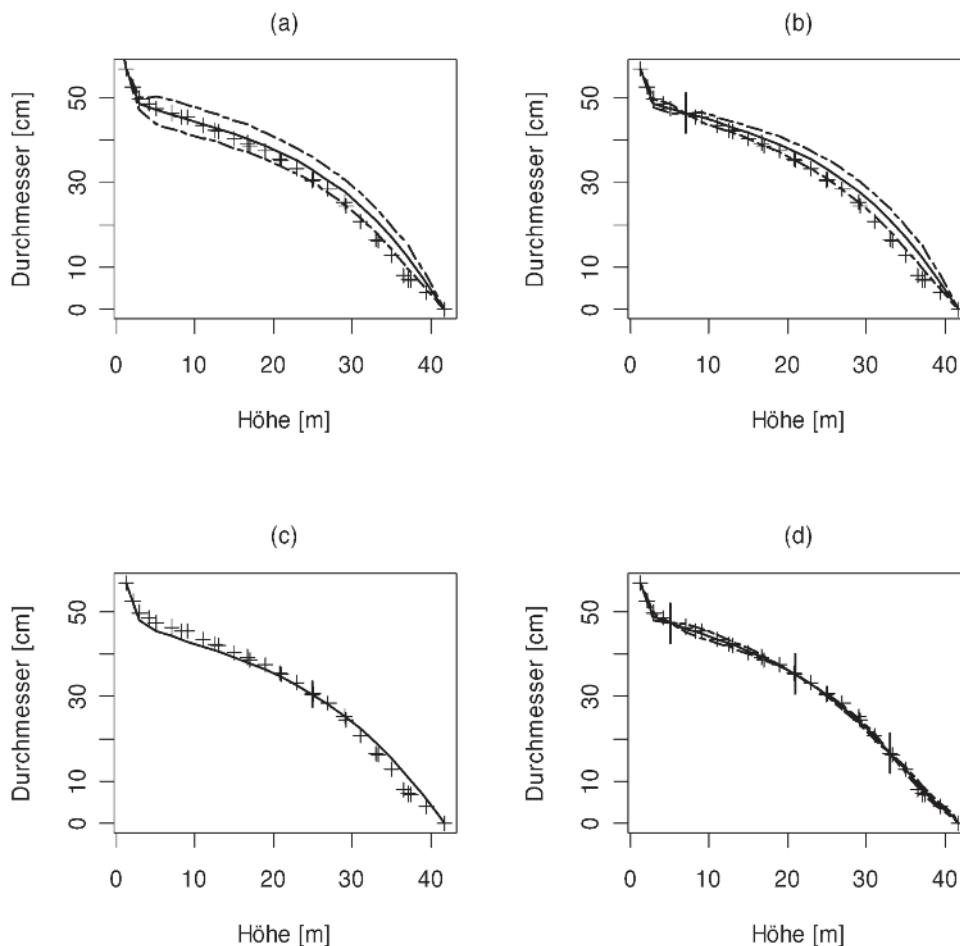


Fig. 3

Modellanpassung (a) Grundfunktion mit Einhängung in BHD und Höhe zusammen mit dem 95% Prognosebereich (b) Grundfunktion und Prognosebereich mit Korrektur bei zusätzlicher Einhängung im D7m (c) Korrigierte Grundfunktion mit Einhängung im D25m (d) Korrigierte Grundfunktion mit Prognosebereich mit Einhängung in den oberen Durchmessern D5m, D21m und D33m.

Model fit (a) with basic mean function and with dbh and height as predictor variables together with a 95% prediction interval. (b) Calibrated mean function. Calibration is based on an additional diameter measurement in 7, (c) in 25 and (d) in 5, 21 and 33 m of height.



und oberen Schaftbereich dargestellt. Mit diesen Verankerungen ist die Übereinstimmung von Sektionsmessungen und Prognosen über den ganzen Stamm hinweg gut. Die reduzierten Prognosefehler bestätigen unser Gefühl: „mehr Messen, bringt mehr Sicherheit“. In der Praxis werden die Kosten dem zusätzlichen Messaufwand jedoch enge Grenzen setzen.

#### 4. FAZIT

Die ersten Versuche, die bewährten Grundfunktionen der BWI Schaftkurven anhand von Zusatzmessungen mit lageabhängigen Korrekturfaktoren zu justieren, sind vielversprechend. Die modifizierten Durchmesserprognosen sind bezüglich Anzahl und Positionierung der Zusatzmessungen flexibler als die bislang verwendeten Schaftfunktionen. Sie ermöglichen darüber hinaus statistisch gut fundierte Aussagen zur Genauigkeit der Durchmesser-, Volumen- und Sortenprognose. Vor einer Umsetzung in die Inventurpraxis, im Rahmen der BWI III beispielsweise, ist noch eine Reihe methodischer und programmtechnischer Probleme zu klären. So sind neben der Fichte auch andere Baumarten in die Modellüberprüfungen einzubeziehen. Außerdem müssen für eine Neukalibrierung der Grundfunktionen aktuelle Messreihen mit Durchmessern aus allen Stammbereichen und insbesondere Messwerte aus dem Bereich des Wurzelanlaufs bereitgestellt werden. Insgesamt ist festzustellen, dass noch ein umfangreiches Arbeitsprogramm zu bewältigen ist. Die Resultate dieser ersten Untersuchungen nähern die Zuversicht, dass sich die Mühe lohnen wird.

#### 5. ZUSAMMENFASSUNG

In dem Beitrag werden die Grundzüge für ein flexibles Verfahren zur Schätzung von Baumdurchmessern vorgestellt. Das Verfahren basiert auf einer Grundfunktion, bei der die Baumdurchmesser an einer beliebigen Stelle am Stamm aufgrund des Durchmessers in 1,3 m und der Baumhöhe mit Hilfe von Regressionsfunktionen geschätzt werden. Mit dem Verfahren können zur Verbesserung der Prognosegüte zusätzliche Durchmessermessungen aus dem oberen Stammbereich in die Schätzung einbezogen werden. Zur Steigerung der Schätzgenauigkeit, werden die an den zusätzlichen Messstellen beobachteten Durchmesserabweichungen vom Grundmodell benutzt, um die Regressionsfunktion über ein Kovarianzmodell für die Residuenverteilung neu zu kalibrieren. Die Anzahl und die Lage der zusätzlichen Messstellen ist dabei frei wählbar. Aus dem statistischen Modell für die Residuenverteilung lassen sich punktweise Vertrauensbereiche für die Durchmesserprognose berechnen. Als Grundfunktionen für die Durchmesserschätzung werden die Regressionsfunktionen, die bei der Bundeswaldinventur zum Einsatz kommen, verwendet. Für die Herleitung des Kovarianzmodells für den Restfehler werden die empirischen Korrelationskoeffizienten mit multivariaten Splinefunktionen geglättet. Die methodischen Grundlagen des Prognosemodells werden an Durchmesserreihen von Bäumen skizziert und informell diskutiert.

#### 6. Abstract

Title of the paper: *Considerations for Improving Diameter and Assortment Predictions in the next National Inventory – BWI III*.

In this paper, the basic principles of a flexible method for estimating tree diameters are presented. The procedure uses a regression function based on the diameter at breast height (DBH) and total height to estimate diameters at arbitrary positions on the trunk. The method permits the inclusion of additional diameter measurements in order to reduce the variance of the estimates. The residuals of the diameter measurements are used to recalibrate the basic regression function using a covariance model for the error distribution. The number and location of additional diameter values is arbitrary. The statistical model for the residual distribution can

be used to calculate confidence intervals for the diameter predictions. The regression function developed for the German National Forest Inventory was used as the basic function for diameter estimation. Multivariate Spline functions are used in order to derive the covariance model for the residual error term. The methodological background of the prognosis will be demonstrated on a series of tree diameters and discussed informally.

#### 7. Résumé

Titre de l'article: *Réflexions portant sur une amélioration de la prévision des diamètres et des catégories de produits lors du nouvel inventaire forestier fédéral – BWI III*.

On présente dans cette contribution les caractéristiques d'une méthode modulable pour déterminer des diamètres d'un arbre. Cette méthode repose sur une fonction fondamentale avec laquelle on détermine le diamètre d'un arbre à n'importe quel endroit de la tige à partir du diamètre à 1,30 m et de la hauteur de l'arbre, en utilisant des fonctions de régression. Avec ce procédé on peut introduire des mesures supplémentaires de diamètre prises dans la partie supérieure du tronc afin d'augmenter la qualité des prévisions. Afin d'améliorer l'exactitude des estimations on a utilisé les écarts entre les diamètres donnés par le modèle de base et ceux constatés là où on a fait les mesures complémentaires pour calibrer de nouveau la fonction de régression d'après un modèle de covariance portant sur la répartition des écarts résiduels. Le nombre et la situation des points de mesure supplémentaires sont librement choisis. A partir du modèle statistique pour la répartition des écarts résiduels on peut calculer, en chaque point, le domaine de confiance pour la prévision des diamètres. Comme fonctions de base pour l'estimation des diamètres on a employé les mêmes fonctions de régression que celles en usage pour l'inventaire forestier fédéral. En ce qui concerne l'élaboration du modèle de covariance pour les écarts résiduels on a lissé les coefficients de corrélation empiriques avec des fonctions «spline» multivariées. Les bases méthodologiques du modèle de prévision ont été esquissées à partir de séries de diamètres d'arbres et discutées de manière informelle. J. M.

#### 8. Literatur

- CRESSIE, N. A. C. (1991): Statistics for Spatial Data. Wiley, New York.
- HRADETZKY, J. (1981): Spline Funktionen und ihre Anwendung in der forstlichen Forschung. Forstwissenschaftliches Centralblatt **100**, 45–59.
- KUBLIN, E. (2003): Einheitliche Beschreibung der Schaftform – Methoden und Programme – BDATPro. Forstw. Cbl. **122**, 183–200.
- MACKENZIE, M. L., C. R. DONOVAN and B. H. MCARDLE (2005): Regression spline mixed models: A forestry example. Journal of Agricultural Biological and Environmental Statistics **10**, 394–410.
- MAX, T. A. and H. E. BURKHART (1976): Segmented Polynomial Regression Applied to Taper Equations. Forest Science **22**, 283–289.
- POLLANSCHÜTZ, J. (1965): Eine neue Methode der Formzahl- und Massenbestimmung stehender Stämme. (Neue Form- bzw. Kubierungsfunktion und ihre Anwendung), Mitteilungen der Forstlichen Bundes-Versuchsanstalt Mariabrunn, Hochschule für Bodenkultur Wien, pp. 168.
- ROIKO-JOKELA, P. (1976): Die Schaftform der Fichte und die Bestimmung der Sortimentsanteile am stehenden Baum. In: BOSSHARD, W. (Ed.), Mitt. d. EAFV, pp. 1–84.
- ROJO, A., X. PERALES, F. SANCHEZ-RODRIGUEZ, J. G. ALVAREZ-GONZALEZ and K. V. GADOW (2005): Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (Northwestern Spain). European Journal of Forest Research **124**, 177–186.
- SCHÖPFER, W., G. KÄNDLER und D. STÖHR (2003): Entscheidungshilfen für Forst- und Holzwirtschaft. Forst und Holz **58** (18), 545–550.
- SLOBODA, B., D. GAFFREY and N. MATSUMURA (1998): Presentation of tree individual taper curves and their dynamics by spline functions and generalization by linear taper curve models. Allgemeine Forst und Jagdzeitung **169**, 29–39.
- WOOD, S. (2006): Generalized Additive Models: An Introduction with R. Texts in Statistical Science, Volume 67. Taylor & Francis CRC Press
- ZHANG, Y. J., B. E. BORDERS and R. L. BAILEY (2002): Derivation, fitting, and implication of a compatible stem taper-volume-weight system for intensively managed, fast growing loblolly pine. Forest Science **48**, 595–607.

# Untersuchungen zur Pollenverbreitung und Pollenkontamination in einer Eschen-Samenplantage (*Fraxinus excelsior* L.)

(Mit 1 Abbildung und 4 Tabellen)

Von I. HEBEL<sup>1),2)</sup>, E. ALDINGER<sup>1)</sup>, R. HAAS<sup>1)</sup>, M. KAROPKA<sup>1)</sup>, A. BOGENRIEDER<sup>2)</sup> und A. DOUNAVI<sup>1),\*</sup>

(Angenommen Juni 2006)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Fraxinus excelsior* L.; Klonen-Samenplantage; genetische Variation; Genfluss; Pollenkontamination; DNA-Mikrosatelliten-Marker.

*Fraxinus excelsior* L., clonal seed orchard; genetic variation; gene flow; pollen contamination; DNA microsatellite marker.

## 1. EINLEITUNG

In Samenplantagen werden zahlreiche Klone oder Nachkommen speziell ausgewählter, geradschaftiger und besonders wüchsiger Bäume zusammen ausgepflanzt, um hochwertiges Saatgut zu erzeugen. Klon-Samenplantagen werden dabei in der Regel aus vegetativ vermehrten Pflanzlingen selektierter Plusbäume aufgebaut, Sämlings-Samenplantagen hingegen aus generativ vermehrten Nachkommen selektierter Plusbäume. Um die hohe Qualität des Saatgutes zu gewährleisten, muss eine Befruchtung mit Pollen nicht selektierter Bäume weitgehend ausgeschlossen werden. Nach der Forstvermehrungsgut-Zulassungsverordnung (FoVZV) vom 20. Dezember 2002 erfolgt die Zulassung von Samenplantagen zur Gewinnung von Vermehrungsgut der Kategorien „Qualifiziert“ und „Geprüft“ unter den in §1 bzw. Kapitel I der Anlage I niedergelegten Voraussetzungen. Nach der FoVZV muss zwischen den Bäumen ausreichende gegenseitige Befruchtung gewährleistet sein. Daher müssen idealerweise einige Voraussetzungen erfüllt werden: Zufallspaarung, insbesondere die Abwesenheit eines überzufälligen Anteils von Selbstbefruchtung (WOESSNER und FRANKLIN, 1973; BUIEVELD et al., 2001) und möglichst geringe oder besser keine Kontamination durch Pollen von außerhalb der Samenplantage. Unterschiedliche Pollenkontaminationsanteile von 22–89% wurden bereits bei verschiedenen Koniferenarten festgestellt (SAVOLAINEN, 1991). Außerdem haben BUIEVELD et al. (2001) von einem hohen Anteil an Pollenkontamination in einer Eichen-Samenplantage berichtet.

Die Esche ist eine windbestäubte Art und in morphologischer Hinsicht triözisch. Monözische Eschen können je nach Verteilung der eingeschlechtlichen und zwittrigen Blüten andromonözisch (Pflanzen mit männlichen und monözischen Blüten) oder gynomonözisch (Pflanzen mit weiblichen und monözischen Blüten) sein. Nach RUNKEL (1989) ist an ein und demselben Baum oder an einzelnen seiner Äste in verschiedenen Jahren ein Wechsel des Sexualtyps festzustellen. Die Ausbildung des Geschlechtes wäre damit durch äußere Einflüsse, vermutlich die Witterung, leicht beeinflussbar. Die Blüten sind selbstkompatibel. Die Staubblätter öffnen sich zwei bis vier Tage nach Reifung der Narbe (HEGI, 1975), so dass durch die unterschiedlichen Reifetermine der Geschlechtsorgane Selbstbefruchtung zwar innerhalb einer Blüte (Autogamie), nicht aber zwischen benachbarten Blüten (Geitonogamie) verhindert wird (KUCKUCK-MUDRA, 1950).

Nukleare Mikrosatelliten-Loci sind aufgrund ihrer hohen Variabilität und Selektionsneutralität sehr gut geeignete Marker für die Identifizierung von Verwandtschaftsbeziehungen. Deshalb werden sie häufig bei der Durchführung von Vaterschaftsanalysen und zur Einschätzung des Pollenflugs in Waldbaumpopulationen eingesetzt (BUIEVELD et al., 2001; DAWSON et al., 1997; DOW and ASHLEY, 1996; STREIFF et al., 1999). Häufig werden dabei die potentiellen Polleneltern nach dem Ausschlussprinzip identifiziert; je mehr und je variabler die verwendeten Genloci, desto effizienter sind die Ausschlussmöglichkeiten (FORD-LLOYD und PAINTING, 1999). Befruchtungsverhältnisse und Fernpollenkontamination sollen in der vorliegenden Arbeit mit DNA-Markern überprüft werden.

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1 Samenplantage Zähringen

Die Eschen-Samenplantage in Zähringen bei Freiburg wurde 1975 mit 64 Klonen und unterschiedlichen Anzahlen von Ramets pro Klon (insgesamt 500 Bäume) angelegt. Die Plusbäume wurden im Herkunftsgebiet 81105, Oberrheingraben, selektiert. Sie wachsen in den Auwäldern unmittelbar im Überflutungsbereich des Rheins, in der angrenzenden Hartholzauze außerhalb des Überflutungsbereiches und in der Vorbergzone. Die Samenplantage ist als „qualifiziert“ zugelassen und enthält heute 273 Ramets (von 64 Klonen), wobei die restlichen 227 als Ausfall zu berücksichtigen sind. Alle Bäume wurden auf Blühhormologie bonitiert, außerdem wurden Größe und Form der Samen des Probematerials bestimmt. Die räumliche Verteilung der Klone bzw. Ramets wie auch ihre Charakterisierung nach ihrer Blühhormologie sind in *Abbildung 1* dargestellt.

Im August 2003 wurden von allen Klonen der Samenplantage Zweige mit frischen Blättern gewonnen. Von 12 ausgewählten Bäumen (zwei Ramets von sechs verschiedenen Klonen) aus drei unterschiedlichen Regionen des Herkunftsgebietes (Lahr, Kehl, Philippsburg) wurden jeweils 50 Samen aus verschiedenen Partien der Krone zufallsmäßig entnommen, um eine Vaterschaftsanalyse durchzuführen. Zusätzlich wurden bei acht Bäumen (sechs Klonen) mindestens 30 Samen aus einer Rispe mit der Gesamtheit der Samen aus der ganzen Krone verglichen. Die Positionen der ausgewählten Sameneltern zeigt *Abbildung 1*. Alle Bäume (Pflanzlinge) wurden aufgrund der Blühhormologie in diesem Produktionsjahr als staminat „männlich“, carpellat „weiblich“ oder „zwittrig“ (monözische Bäume mit zwittrigen Einzelblüten oder/und gemischten Blütenständen) charakterisiert. Alle Pflanzlinge der Samenplantage waren früher isoenzymatisch untersucht und dabei die Einheitlichkeit der Pflanzlinge aller Klone festgestellt worden.

### 2.2 Labormethoden

Die DNA wurde aus 10–20 mg gefriergetrockneten Blättern oder Samen mit dem Dneasy Plant Mini Kit extrahiert (Qiagen, Hilden). Sie wurde fluorometrisch quantifiziert (DyNA Quant 200, Hoefer Pharmacia Biotec) oder nach einer visuellen Quantifizierung auf Agarose-Gel auf 2 ng/µl verdünnt.

Mit Hilfe der PCR-Reaktion wurden vier nukleare Mikrosatelliten-Loci (Femsatl 4, Femsatl 12, Femsatl 16, Femsatl 11) untersucht (LEFORT et al., 1999). Die PCR-Reaktionen erfolgten mit

<sup>1)</sup> Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abteilung Waldökologie, Wonnhaldestraße 4, 79100 Freiburg.

<sup>2)</sup> Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Fakultät für Biologie, Institut für Biologie II, Abteilung Geobotanik, Schänzlestraße 1, 79104 Freiburg, Germany.

\*) Author for correspondence: A. DOUNAVI. E-Mail: [aikaterini.dounavi@forstl.bwl.de](mailto:aikaterini.dounavi@forstl.bwl.de).

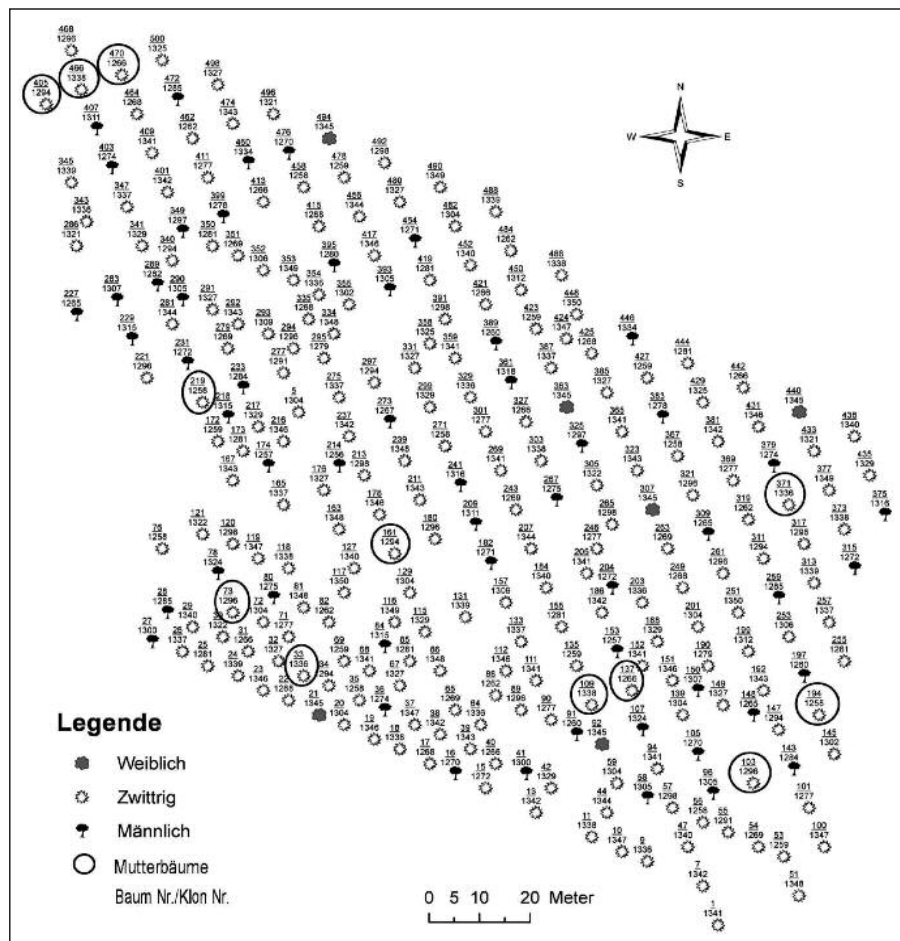


Abb. 1

Samenplantage Zähringen: Räumliche Verteilung der Klone bzw. der Ramets und ihre blütenmorphologische Charakterisierung. Die markierten Bäume wurden als Sameneltern für die Genfluss-Analyse verwendet.

Seed orchard Zähringen: Spatial distribution of the clones and their ramets in the seed orchard Zähringen, as well as their characterisation according to flower morphology; the marked trees are selected as seed trees for the gene flow analysis.

fluoreszierend markierten Primern in 25 µl Gesamtvolumen mit 1x Reaktionspuffer (Eppendorf), 2,5 mM MgCl<sub>2</sub>, 200 µM dNTP; 0,2 µM je Primer, 0,8 Unit HotMaster Taq Polymerase (Eppendorf) und 5–50 ng Template-DNA. Nach Initialdenaturierung (2 min bei 94 °C) fand die Amplifikation in 35 Zyklen mit 94 °C für 1 min, 52 °C (Femsatl11, Femsatl12, Femsatl16) oder 55 °C (Femsatl 4) für 1 min und 72 °C für 1 min statt. Die Schlusselongation erfolgte bei 72 °C für 10 min. Die PCR-Reaktionen wurden mit einem Gradienten-PCR-Gerät (MJ-Research PTC-200) durchgeführt. Die Qualität der PCR-Produkte wurde in einem 1,5% Agarose-Gel überprüft.

Die Fragmentgröße der amplifizierten DNA-Sequenzen wurde mittels eines automatischen DNA-Sequenzers (ABI 3100-Avant Genetic Analyser; Applied Biosystems) analysiert. Die Ergebnisse wurden mit Hilfe der Software *GeneMapper* der Firma Applied Biosystems ausgewertet.

## 2.3 Datenanalyse

### 2.3.1 Genetische Variation

Die genetische Variation innerhalb der verschiedenen Kollektive wie dem Klonkollektiv (K), dem Samenkollektiv (S), den Samen der Gesamtkronenkollektive (SK), den Einzelrispenkollektiven (SR) und den Einzelbaumnachkommenschaften (SE) wurde mit

dem Computer-Programm *Popgene 1.32* analysiert (YEH et al., 1999). Folgende genetische Parameter wurden dabei berechnet: Anzahl beobachteter Allele ( $n_a$ ), Anzahl effektiver Allele ( $n_e$ ), beobachtete Heterozygotie ( $H_o$ ) und erwartete Heterozygotie ( $H_e$ ). Zur Schätzung des Heterozygotendefizits bzw. -überschusses wurde der Fixierungsindex ( $F_{IS}$ ) benutzt. Zusätzlich wurde die genetische Differenzierung ( $F_{ST}$ ) zwischen den verschiedenen Kollektiven bestimmt (WRIGHT, 1978).

### 2.4 Paarungsverhältnisse innerhalb der Plantage und Pollenkontamination

Der Fernpollenanteil wurde anhand von Vaterschaftsanalysen mittels der Software *Famoz* (GERBER et al., 2000) bestimmt. Aufgrund der Multilocus-Genotypen wurden nach dem Ausschlussprinzip bestimmte Polleneltern ausgeschlossen; diejenigen, die nicht ausgeschlossen werden konnten, wurden als potentielle Polleneltern betrachtet. Dieses Prinzip basiert auf der Tatsache, dass die Nachkommen an jedem Locus mindestens ein Allel mit dem Samenelter gemeinsam haben und dass das zweite Allel vom Pollenelter kommt. Bäume, die zu einem gegebenen Samen keinen Pollenbeitrag geleistet haben können, werden als dessen Pollenelter eindeutig ausgeschlossen. In *Abbildung 1* sind die 12 für die Genflussanalyse ausgewählten Sameneltern gekennzeichnet.



### 3. ERGEBNISSE

#### 3.1 Blüh- und Samenmorphologie

Von den 64 Klonen der Plantage wurden 25 Klone als „männlich“ (unisexuell, nur mit Staubblättern), 3 als „weiblich“ (unisexuell, nur mit Fruchtblättern) und 36 als „zwittrig“ (mit Staub- und Fruchtblättern, bisexuell oder hermaphroditisch) bestimmt (RUNKEL, 1989). Eine Zweitbonitur im Sommer 2003 hat diese Beobachtungen von RUNKEL (1989) bestätigt. Dabei waren 201 Bäume als zwittrig, 56 als männlich und 16 als weiblich klassifiziert.

Bei den für die genetischen Untersuchungen vorbereiteten Samenproben wurden relativ hohe Anteile mit zwei Embryonen (Zwillinge) bzw. solche mit drei Flügeln beobachtet. Im Vergleich einzelner Sameneltern waren bis zu 10% ihrer Samen mit zwei Embryonen ausgestattet und bis zu 40% dreiflügelig. Bei der Vaterschaftsanalyse der Zwillinge stellte sich heraus, dass 70% derjenigen mit jeweils beiden potentiellen Polleneltern unter den Plantagenklonen verschiedene Polleneltern hatten und 12% dieselben Polleneltern haben konnten; bei mindestens 18% der Zwillinge stand dagegen mindestens ein Pollenelter außerhalb der Plantage.

#### 3.2 Genetische Variation: Klonkollektiv (K) vs. Samenpopulation (S)

Alle Kern-Mikrosatelliten-Loci waren hochvariabel mit einer Anzahl beobachteter Allele zwischen 11 (Femsatl\_16) und 36 (Femsatl\_4), wobei die effektiven Anzahlen der Allele erheblich geringer waren (Tabelle 1). Sowohl die beobachtete Anzahl an Allelen als auch die beobachtete Heterozygotie waren bei allen Mikrosatelliten-Loci in den Klonkollektiven geringer als in der Samenpopulation (Tabelle 1). Insgesamt vier Allele der vier Genloci wurden ausschließlich bei den Elternklonen, nicht aber unter den Samen, beobachtet. Zudem lagen 22 Allele ausschließlich im Samenkollektiv vor, allerdings in sehr geringen Häufigkeiten. Insgesamt ist die genetische Differenzierung zwischen dem Klonkollektiv und der Samenpopulation über alle Loci jedoch als gering einzuschätzen ( $F_{ST} = 0,005$ ) (Tabelle 2).

#### 3.3 Genetische Variation: Samen aus der Gesamtkrone einzelner Sameneltern (SK)

Zur Schätzung der genetischen Unterschiede zwischen den Samen 12 einzelner Bäume wurden die genetische Variation innerhalb und die genetische Differenzierung zwischen ihren Nach-

Tab. 1

Genetische Diversität im Klonkollektiv (K) und in der Samenpopulation (S).  
Genetic diversity in the orchard clones (K) and in the seed population (S).

Loci	$n_a$	$n_e$	$H_o$	$H_e$
Femsatl 4				
K	26	8,494	0,725	0,882
S	32	7,521	0,828	0,867
Total	36	7,700	0,817	0,870
Femsatl 12				
K	16	5,275	0,580	0,810
S	22	4,876	0,653	0,795
Total	23	4,940	0,645	0,798
Femsatl 16				
K	6	1,994	0,362	0,498
S	9	2,495	0,485	0,599
Total	11	2,444	0,472	0,590
Femsatl 11				
K	12	7,149	0,768	0,860
S	19	8,069	0,820	0,876
Total	19	8,020	0,814	0,875

Tab. 2

Hierarchische F-Werte für das Klonkollektiv (K) und die Samenpopulation (S),  
wie auch für die Nachkommenschaft von 12 Sameneltern (SE).  
Hierarchical F-values for the clone collection (K) and the seed population (S),  
as well as for the seeds from 12 seed trees (SE).

Loci	$F_{IS}$	$F_{IT}$	$F_{ST}$
K vs. S			
Femsatl 4	0,112	0,116	0,004
Femsatl 12	0,232	0,234	0,003
Femsatl 16	0,227	0,237	0,012
Femsatl 11	0,085	0,088	0,003
Durchschnitt	0,157	0,161	0,005
12 SE			
Femsatl 4	0,107	-0,014	0,119
Femsatl 12	0,263	0,073	0,205
Femsatl 16	0,327	0,208	0,145
Femsatl 11	0,059	-0,089	0,136
Durchschnitt	0,171	0,023	0,152



Tab. 3

**Beobachtete und effektive Anzahl Allele ( $n_a$ ,  $n_e$ ); beobachtete und erwartete Heterozygotie ( $H_o$ ,  $H_e$ );  
Samen: Gesamtkrone (SK), Einzel-Rispe (SR).**

**Actual and effective allele number ( $n_a$ ,  $n_e$ ); observed and expected heterozygosity ( $H_o$ ,  $H_e$ );  
seeds: from the whole crown (SK), one panicle (SR).**

Loci	Klone		1294/405		1336/371		1266/470		1296/103		1258/194		1258/219		1338/109		1338/466		Gesamt	
	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR	SK	SR
N	42	30	46	46	50	46	50	46	50	46	48	48	42	32	48	48	376	342		
Femsatl_4																				
$n_a$	11	9	12	10	7	9	12	12	7	6	9	9	10	6	12	10	23	25		
$n_e$	4,34	5,56	6,15	4,92	2,62	3,67	5,16	5,14	3,67	3,78	4,59	4,33	3,92	2,67	3,54	3,76	6,89	7,68		
$H_o$	0,90	1,00	0,96	0,91	0,68	0,78	0,84	0,87	0,76	0,74	0,87	0,96	0,76	0,67	0,67	0,83	0,80	0,85		
$H_e$	0,77	0,82	0,84	0,80	0,62	0,73	0,81	0,80	0,73	0,73	0,78	0,77	0,74	0,62	0,72	0,73	0,85	0,86		
Femsatl_12																				
$n_a$	7	6	6	5	9	9	11	8	7	9	6	7	9	7	8	9	18	18		
$n_e$	3,44	3,12	1,60	1,51	3,20	3,38	2,33	2,65	1,92	2,54	1,98	2,19	4,18	4,50	3,90	4,27	4,81	4,65		
$H_o$	0,67	0,60	0,35	0,39	0,68	0,74	0,72	0,70	0,60	0,74	0,62	0,71	0,71	0,83	0,71	0,71	0,63	0,67		
$H_e$	0,71	0,68	0,37	0,34	0,69	0,70	0,57	0,62	0,48	0,61	0,49	0,54	0,76	0,78	0,74	0,77	0,79	0,78		
Femsatl_16																				
$n_a$	5	4	4	4	4	4	3	4	5	4	4	4	4	3	3	3	8	5		
$n_e$	1,77	1,85	2,87	2,85	1,34	1,19	1,28	1,43	3,16	3,20	3,44	2,61	2,71	1,94	2,07	2,01	2,61	2,66		
$H_o$	0,43	0,40	0,83	0,74	0,28	0,09	0,24	0,26	0,72	0,83	0,79	0,58	0,52	0,50	0,58	0,42	0,55	0,48		
$H_e$	0,43	0,46	0,65	0,65	0,25	0,16	0,22	0,30	0,68	0,69	0,71	0,62	0,63	0,49	0,52	0,50	0,62	0,62		
Femsatl_11																				
$n_a$	8	6	7	8	7	10	9	9	9	8	6	8	7	6	8	9	13	14		
$n_e$	4,26	3,12	3,50	4,08	4,72	3,70	5,10	4,90	3,46	3,95	3,85	3,72	3,18	3,60	3,97	4,35	7,04	8,01		
$H_o$	0,90	0,80	0,70	0,91	0,76	0,78	1,00	0,91	0,80	0,70	0,71	0,75	0,62	0,83	0,92	0,92	0,80	0,83		
$H_e$	0,76	0,68	0,71	0,75	0,79	0,73	0,80	0,80	0,71	0,74	0,74	0,73	0,69	0,72	0,75	0,77	0,86	0,87		
Durchschnitt																				
$n_a$	7,75	6,25	7,25	6,75	6,75	8,00	8,75	8,25	7,00	6,75	6,25	7,00	7,50	5,50	7,75	7,75	15,5	15,5		
$n_e$	3,45	3,41	3,53	3,34	2,97	2,98	3,46	3,53	3,05	3,36	3,46	3,21	3,50	3,17	3,37	3,60	5,34	5,75		
$H_o$	0,73	0,70	0,71	0,74	0,60	0,60	0,70	0,68	0,72	0,75	0,75	0,75	0,65	0,71	0,72	0,71	0,70	0,79		
$H_e$	0,67	0,66	0,64	0,63	0,59	0,59	0,60	0,63	0,65	0,69	0,68	0,66	0,70	0,65	0,68	0,69	0,78	0,71		

Tab. 4

**Ergebnisse der Vaterschaftsanalyse und Schätzung der minimalen Pollenkontaminationsrate  
für die Nachkommen der 12 analysierten Samenerltern**

**Results of the paternity analysis and estimation of the minimum percent  
of pollen contamination for the seeds of the 12 seed trees.**

Klon/Baum Nr,	Anzahl unters. Samen	Genau ein Klon nicht ausgeschlossen	Mehr als ein Klon nicht ausgeschlossen	Alle Klone ausgeschlossen	% Pollen- Kontamination
1338/466	43	8	9	26	60
1338/109	42	10	8	24	57
1296/73	47	9	4	34	72
1296/103	48	8	13	27	56
1258/194	48	10	9	29	60
1258/219	47	14	6	27	57
1266/137	48	12	11	25	52
1266/470	48	14	12	22	46
1336/371	49	8	13	28	57
1336/33	35	7	5	23	66
1294/405	46	12	5	29	63
1294/161	46	7	7	32	70
Gesamt	547	119	102	326	60
Durchschnitt					59,7

kommenschaften (SK) quantifiziert. Dabei wurde in allen Nachkommenschaften relativ hohe Variation gefunden. Die  $F_{ST}$ -Werte mit einem Mittelwert von 0,152 zeugen von einer deutlichen genetischen Differenzierung der von den 12 Bäumen geernteten Samen (Tabelle 2).

### 3.4 Genetische Variation: Vergleich der Samen aus je einer Rispe (SR) und der gesamten Krone (SK) von acht Bäumen

Der Vergleich zwischen Samen aus einer Rispe (SR-Kollektiv) mit denen aus der gesamten Krone (SK-Kollektiv) hat sowohl für

die einzelnen Bäume als auch die Gesamtheit der Bäume keine deutlichen genetischen Unterschiede gezeigt (Tabelle 3). Die höchste Anzahl an Allelen in den gesamten SK- und SR-Kollektiven ( $n_a$ (SK) = 23,  $n_a$ (SR) = 25) wurde am Marker Femsatl 4 beobachtet, die kleinste Anzahl am Marker Femsatl 16 mit jeweils 8 und 5 Allelen gefunden. Die SK-Kollektive der Samenerltern 1336/371, 1296/103 und 1338/466 zeigten beim Marker Femsatl 4 mit  $n_a$  = 12 die meisten Allele; bereits unter den Samen aus einer einzigen Rispe des Baums 1296/103 traten ebenso viele Allele auf wie unter den aus der Gesamtkrone geernteten (Tabelle 3). Die kleinste Anzahl an

Allelen wurde in der Krone des Baumes 1296/103, bzw. in der Risse des Baumes 1338/109 und in beiden Samen-Kollektiven des Baumes 1338/466 gefunden. Die Samen des Baums 1296/103 zeigten für beide Kollektive die höchste Anzahl an Allelen pro Locus und eine relativ hohe Anzahl effektiver Allele. Die durchschnittliche Anzahl beobachteter Allele über alle Loci war für beide Kollektive gleich ( $n_a = 15,5$ ).

### 3.5 Pollenverbreitung innerhalb der Plantage und Pollenkontamination

Hohe Ausschlusswahrscheinlichkeiten wurden mittels der Vaterschaftsanalyse sowohl für jeden einzelnen Genlocus ( $>85\%$ ), als auch über alle Loci ( $99\%$ ) berechnet. Als Ausschlusswahrscheinlichkeit wird die Fähigkeit eines Genmarkers aufgefasst, bestimmte Abstammungsbeziehungen auszuschließen (GERBER et al., 2000). Hier bezieht sich die Ausschlusswahrscheinlichkeit bei gegebener genetischer Struktur der Plantage auf die Wahrscheinlichkeit des Ausschlusses eines zufallsmäßig gezogenen Klons von der Pollenelternschaft eines ebenso zufallsmäßig gezogenen Samens.

Bei Berücksichtigung aller vier untersuchten Mikrosatelliten-Loci ließen sich für alle Samen maximal drei potentielle Polleneltern innerhalb der Plantage nicht ausschließen. Bei vielen Nachkommen wurde dagegen nur ein einziger Pollenelter nicht ausgeschlossen (Tabelle 4). Die nach dem Ausschlussprinzip empirisch ermittelte Ausschlusshäufigkeit von  $22\%$  entspricht dem Anteil von 119 der 547 untersuchten Samen der 12 Bäume, welchen gerade ein einziger Plantagenklon als Pollenelter zugeordnet werden konnte. Nur dieser Anteil von  $22\%$  lässt sich für die Ermittlung von Transportdistanzen effektiven Pollens innerhalb der Plantage nutzen. Für Polleneltern außerhalb der Plantage lässt sich nur die Entfernung zum nächsten Eschenvorkommen als Mindestabstand des stattgefundenen Pollentransports angeben.

Der höchste Anteil an effektivem Fernpollen (Pollen von keinem der in der Samenplantage vorhandenen Klone) wurde unter den Nachkommen des Individuums 1296/73 ( $72\%$ ) und der kleinste unter den Nachkommen von 1266/470 ( $46\%$ ) entdeckt (Tabelle 4). Durchschnittlich wurde eine minimale Kontaminationsrate von  $59,7\%$  geschätzt (Tabelle 4).

## 4. DISKUSSION

### 4.1 Genetische Variation

Die genetische Variation in der Samenplantage war an den vier Mikrosatelliten-Loci ähnlich hoch wie bei den bisher in Europa beobachteten Eschenpopulationen (HEUERTZ et al., 2001). Die im Verhältnis zur Gesamtanzahl geringe Anzahl effektiver Allele weist auf viele seltene Allele hin und stimmt mit den Ergebnissen von HOLTKE et al. (2003) überein. Die Ergebnisse zeigen, dass ein großer Anteil der genetischen Variation dieser Marker der europäischen Esche in dieser Samenplantage enthalten ist. Insgesamt wurden sieben seltene Allele mit relativen Häufigkeiten von weniger als  $5\%$  nur im Klonkollektiv, nicht aber in der Samenpopulation beobachtet. Diese Allele wurden sehr wahrscheinlich wegen ihrer Seltenheit im Saatgut nicht gefunden. Andererseits wurden 22 Allele nur im Saatgut und nicht im Klonkollektiv beobachtet. Dies ist auf die sehr hohe Pollenkontamination zurückzuführen, also den hohen Anteil effektiver Polleneltern außerhalb der Samenplantage.

Sehr geringe genetische Unterschiede wurden zwischen den beiden Samenkollektiven SK und SR festgestellt (Tabelle 3). Der in verschiedenen Teilen ein und derselben Krone effektiv gewordene Pollen ist genetisch nur gering differenziert, was auf gute Durchmischung des Pollens der Paarungspartner hindeutet.

Die große genetische Ähnlichkeit zwischen Klonkollektiv (K) und Samenpopulation (S) ist eine sehr wichtige Grundlage für die

Weitergabe der genetischen Variation von den Klonen zu den in dieser Samenplantage produzierten Samen. Andererseits deutet die relativ hohe genetische Differenzierung zwischen den verschiedenen Einzelbaumnachkommenschaften auf unterschiedliche Repräsentanz der einzelnen Klone in den verschiedenen Pollenwolken hin (Tabelle 2). Diese Ergebnisse zeigen, dass die genetische Diversität der Samenplantage nur dann im Saatgut repräsentiert ist, wenn die gesamte Plantage beerntet wird.

### 4.2 Vaterschaftsanalyse nach dem Ausschlussprinzip – Pollenkontamination

Die Blühphänologie der Klone einer Samenplantage ist ein sehr wichtiger Faktor, der die Paarungsverhältnisse beeinflussen kann. Unterschiede in der Blühphänologie (Blühtermin, Blühdauer und Blühintensität) in einer Samenplantage von *Nothofagus alpina* verstärkten die Heterogenität individueller effektiver Pollenwolken (HEBEL, 2002). Nach den Ergebnissen von RUNKEL (1989) zeigten vier der sechs als Sameneltern ausgewählten Klone heterogene Blühdauer und Blühintensität der verschiedenen Ramets. Nach den gleichen Beobachtungen (RUNKEL, 1989) schwankte die Blühdauer der Ramets zwischen 7 und 16 Tagen. Darüber hinaus beobachtete dieser Autor bei allen Klonen und Sexualtypen Schwankungen der Blühintensität zwischen Jahren. Erwartungsgemäß zeigten daher die in unserer Arbeit untersuchten Ramets unterschiedliche Paarungspartner. Die Blühintensität der männlichen Klone war im Durchschnitt höher als die der weiblichen bzw. zwittrigen Klone (RUNKEL, 1989). Unsere Ergebnisse weisen darauf hin, dass in Eschenpopulationen Paarungshäufigkeiten auch auf unterschiedliche Blühphänologie zurückzuführen sein könnten.

Unsere genetische Analyse hat nahe gelegt, dass mindestens  $42\%$  der dreiflügeligen Samen keine Hybriden waren, da als potentielle Polleneltern Bäume der Spezies *F. excelsior* in der Samenplantage in Frage kamen.

Eine hohe Kontaminationsrate mit Pollen aus differenzierten Populationen ändert die genetische Struktur der produzierten Samen im Vergleich zu der des Klonkollektivs. Unsere Ergebnisse zeigten sehr hohe Anteile externen effektiven Pollens. Aufgrund dieser Ergebnisse sollte überprüft werden, ob bei der Begründung der Plantage der eingehaltene Abstand von natürlichen Eschenbeständen ausreichend war. Gegebenenfalls müssen Maßnahmen zur Einschränkung der Kontamination ergriffen werden. Dies liefe auf die Entfernung aller Eschen in der Umgebung hinaus, wenn der mit der Auslese der Plusbäume verbundene Züchtungserfolg in größtmöglichem Maße genutzt werden soll.

## 5. DANKSAGUNG

Die Autoren möchten sich bei Frau ANN-KATHRIN HOFMANN und Frau SOPHIE SEIBEL für die technische Unterstützung im Labor, Frau ANUSCHKA JAHNKE für ihre Hilfe bei der Beerntung des Untersuchungsmaterials und Herrn IAN BROMLEY für die sprachliche Verbesserung des englischen Texts bedanken. Die vorliegende Untersuchung wurde durch die finanzielle Unterstützung des Programms Lebensgrundlage Umwelt und ihre Sicherung (Forschungszentrum Karlsruhe /BWPLUS, BWR22016) ermöglicht.

## 6. ZUSAMMENFASSUNG

Ziel der vorliegenden Untersuchung ist die Erfassung der genetischen Variation und die Charakterisierung des Paarungssystems in einer Eschen-Samenplantage mit 64 Klonen aus Baden-Württemberg. Diese Klonsamenplantage dient der Saatguterzeugung. An den untersuchten Markergenenloci enthält sie einen hohen Anteil der Variation europäischer Eschenvorkommen. Die genetische Information der Plantagenklone ist im gesamten Ernteergebnis nur dann repräsentiert, wenn das Saatgut der Einzelbäume gut gemischt

wird. Vier seltene Allele mit relativen Häufigkeiten von weniger als 5 % wurden vermutlich aufgrund ihrer Seltenheit nur im Klonkollektiv, aber nicht in der Samenpopulation beobachtet. Andererseits lagen 22 Allele nur in der Samenpopulation und nicht im Klonkollektiv vor. Insgesamt wurden im Beobachtungsjahr mindestens 60 % des effektiven Pollens aus der Umgebung eingetragen.

Die geringen genetischen Unterschiede zwischen den Samenkollektiven aus den Gesamtkronen (SK) und denen aus jeweils einzelnen Rispen (SR) deuten auf eine vergleichsweise einheitliche Bestäubung in der Krone hin.

Ein Anteil von mindestens 59,7 % des effektiv gewordenen Pollens wurde als Fernpollen von außerhalb der Plantage stammend erkannt. Angesichts dieses in einer Samenplantage unerwünscht hohen Anteils sollten Eschen in der Umgebung der Samenplantage entfernt werden.

## 7. Summary

Title of the paper: *Pollen dispersal and pollen contamination in an ash seed orchard (Fraxinus excelsior L.)*.

The aim of this study was to investigate the genetic variation and characterise the pollination patterns within a seed orchard consisting of 64 ash (*Fraxinus excelsior* L.) clones from Baden-Württemberg. The seed from this seed orchard is mainly used for planting in forested areas where no natural regeneration of ash exists. The spatial distribution of the selected clones or seedlings in the seed orchard enables random pollination between them. Moreover, the seed orchard was established in an area where no ash trees existed within a minimum buffer zone of 500 m in accordance with the legislation regarding establishment of seed orchards. This minimum distance from trees of the same species is expected to prevent pollen contamination of the seed orchard from external sources.

Our results showed relatively high genetic variation both in the clone collection and in the seed population. A large part of the genetic variation of the European ash populations was present in this seed collection. The genetic representation of the seed orchard in the seed population is obtained only in the case that the seeds taken directly from each sample tree are very well mixed. Four rare alleles ( $p < 0.05$ ) were found only in the clone collection and not in the seed population, probably because of their low frequency. On the other hand, 22 alleles were found only in the seed population and not in the seed collection. This result indicates a high contribution of external effective pollen.

The low genetic differentiation between seed collection from the whole crown (SK) and the one from one panicle (SR) suggest a regular pollination around the whole crown. On average, about 59.7 % external pollen was identified. Based on this high percentage of external pollen, the minimum distance of 500 m should be controlled and ash trees near the plantation should be eliminated if required.

## 8. Résumé

Titre de l'article: *Recherches sur la dissémination et la contamination du pollen dans un verger à graines de frêne*.

L'objectif de la présente étude est de déterminer la variabilité génétique et de caractériser le mode de fécondation dans un verger à graines de frêne du Bade-Wurtemberg qui comprend 64 clones. Cette plantation de clones sert à la production de graines. Sur les loci des gènes marqués qui ont été étudiés se retrouve une forte proportion de la variabilité des provenances européennes de frêne.

L'information génétique sur les clones plantés ne se retrouve bien représentée dans l'ensemble de la récolte qu'à la condition que les graines de chacun des individus aient été soigneusement mélangées. Sept allèles peu représentés, leur fréquence relative étant inférieure à 5 %, n'ont été observés que chez les clones mais non dans les graines, cela probablement en raison même de leur rareté. À l'inverse 22 allèles étaient présents uniquement dans les graines et non dans les clones. À total, au cours de l'année d'observation 60 % au minimum du pollen ayant effectivement servi à la fécondation ne provenaient pas des clones du verger. Les faibles différences génétiques entre l'ensemble des graines d'un houppier (SK) et les graines de chacune des fructifications laissent à penser que la pollinisation est sensiblement uniforme au sein d'une couronne.

La proportion d'au moins 59,7 % du pollen servant effectivement à la fécondation, montre que le pollen vient de loin et de l'extérieur du verger. Cela étant, pour éviter un tel niveau de contamination, indésirable dans un verger à graines, il convient d'éliminer les frênes à l'intérieur d'un certain périmètre autour du verger. J. M.

## 9. Literatur

- BUIEVELD, J., E. G. BAKKER, J. BOVENSCHEN and S. M. G. DE VRIES (2001): Paternity analysis in a seed orchard of *Quercus robur* L. and estimation of the amount of background pollination using microsatellite markers, *Forest Genetics* **8**, 331–337.
- DAWSON, I. K., R. WAUGH, A. J. SIMONS and W. POWELL (1997): Simple sequence repeats provide a direct estimate of pollen-mediated gene dispersal in the tropical tree *Gliricidia sepium* Mol. Ecol. **6**, 179–183.
- DOW, B. D. and M. V. ASHLEY (1996): Microsatellite analysis of seed dispersal and parentage of saplings in bur oak, *Quercus macrocarpa*, Mol. Ecol. **5**: 615–627.
- FORD-LLOYD, B. and K. PAINTING (1999): Measuring Genetic variation using molecular markers. <http://www.cgiar.org/ipgri/training/10-1/content.htm>.
- GERBER, S., S. MARIETTE, R. STREIFF, C. BODENES and A. KREMER (2000): Comparison of microsatellites and AFLP markers for parentage analysis. Mol. Ecol. **9**: 1037–1048.
- HEGL, G. (1975): *Illustrierte Flora Mitteleuropas*, V Band, Teil 3, Berlin & Hamburg Verlag.
- HEUERTZ, M., J. F. HAUSMANN, I. TSVETKOV, N. FRASCARIA-LACOSTE and X. VEKEMANS (2001): Assessment of genetic structure within and among Bulgarian populations of the common ash (*Fraxinus excelsior* L.). Mol. Ecol. **10**: 1615–1623.
- HÖLTKEN, A. M., J. TÄHTINEN and A. PAPPINEN (2003): Effects of discontinuous marginal habitats on the genetic structure of common ash (*Fraxinus excelsior* L.). *Silvae Genetica* **52**: 206–212.
- KUCKUCK, H. und A. MUDRA (1950): *Lehrbuch der allgemeinen Pflanzenzüchtung*, Hirzel Verlag, Stuttgart. 280 S.
- LEFORT, F., G. C. DOUGLAS and D. THOMPSON (2000): Microsatellite DNA profiling of phenotypically selected clones of Irish oak (*Quercus* spp.) and ash (*Fraxinus excelsior* L.), *Silvae Genetica* **49**, 21–28.
- RITLAND, K. and Y. A. EL-KASSABY (1986): The nature of inbreeding in a seed orchard of Douglas-fir as shown by an efficient multilocus model. *Theor. Appl. Genet.* **71**: 375–384.
- ROHMEDE, E. (1972): *Das Saatgut in der Forstwirtschaft*, Hamburg, Paul Parey Verlag, 273 S.
- RUNKEL, M. (1989): *Untersuchung der Sexualstruktur und Blühphänologie der Eschensamenplantage Freiburg „Zähringen“*. Forstwiss. Diplomarbeit, Universität Freiburg, 84 S.
- SAVOLAINEN, O. (1991): Background pollination in seed orchards. In: Proc. of the Meeting of the Nordic Group for Tree Breeding in Sweden, pp. 6–13.
- STREIFF, R., A. DUCOUSSO, C. LEXER, H. STEINKELLNER, J. GLÖSSL and A. KREMER (????): Pollen dispersal inferred from paternity analysis in a mixed oak stand of *Quercus robur* L. and *Q. petraea* (Matt.) Liebl., Mol. Ecol. **8**, 831–841.
- WOESSNER, R. H. and E. C. FRANKLIN (1973): Continued reliance on wind-pollinated southern pine seed orchards, is it reasonable? In: Proc. 12<sup>th</sup> South. Forest Tree Improvement Conference, Baton Rouge, Louisiana, pp. 64–73.
- WRIGHT, S. (1978): *Variability within and among Natural Populations*, Vol. 4, Univ. of Chicago Press, Chicago.
- YEH, F. V., R. YANG and T. BOYLE (1999): *Population Genetic Analysis (Popgene 1.32)*. University of Alberta and Centre for International Forestry Research.



# Vergleichende Untersuchung zur Holzbildungsdynamik von *Pinus sylvestris* L. und *Pinus ponderosa* DOUGL. ex P. et C. LAWS. im Trockenjahr 2003

(Mit 3 Abbildungen und 1 Tabelle)

Von P. A. INSINNA<sup>1,\*</sup>, U. SCHMITT<sup>2</sup>, G. v. WUEHLISCH<sup>3</sup>, J.-W. SEO<sup>4</sup>, CHR. GUTSCHMIDT<sup>1</sup>, B. GÖTZ<sup>1</sup>

(Angenommen Juli 2006)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Kambiumaktivität; Pinning(-technik) Trockenstress; *Pinus sylvestris*; *Pinus ponderosa*; Zuwachsvergleich; Brandenburg.

Cambial activity; Pinning; draught; *Pinus sylvestris* (L.); *Pinus ponderosa*; growth comparison; Brandenburg.

## 1. EINLEITUNG

Die amerikanische Gelb-Kiefer – *Pinus ponderosa* – zeigte am Standort Bralitz, Brandenburg über 100 Jahre hinweg unter überwiegend trockenen Bedingungen eine beeindruckende Wachstumsleistung, die deutlich über derjenigen der heimischen *Pinus sylvestris* lag (LOCKOW, 2001; INSINNA et al., 2006). Eine genauere Betrachtung des Wachstums innerhalb einer Vegetationsperiode sollte Unterschiede und Gemeinsamkeiten im Zuwachsverhalten der beiden Baumarten aufzeigen. Vor dem Hintergrund einer möglichen Klimaänderung scheint dies von besonderem Interesse. GERSTENGARBE et al. (2003) nehmen an, dass sich die klimatische Situation im nordostdeutschen Tiefland bis 2055 durch verringerte Niederschläge verschlechtern wird, was einen großen Einfluss auf das Wachstum und die Zusammensetzung der aktuellen Vegetation haben könnte (BADECK et al., 2004). Untersuchungen in Trockentälern der Zentralalpen haben bereits gezeigt, dass selbst eine als ausgesprochen anspruchslos geltende Baumart wie *P. sylvestris* in den letzten Jahrzehnten eine erhöhte Mortalität aufweist und von ihrem Standort durch andere Baumarten verdrängt wird (DOBBERTIN et al., 2005a; RIGLING et al., 2003). Auswirkungen eines „global climate change“ mit verringerten Niederschlägen (MAYER et al., 2006) und höheren Temperaturen (REBETZ und Dobbertin, 2004) werden dabei intensiv diskutiert. Für die Betrachtung der Reaktionen von Bäumen auf Umweltveränderungen stehen heute eine Vielzahl von Methoden zur Verfügung (SPIECKER, 2005).

Mit Hilfe des sog. „Pinning“-Verfahrens (WOLTER, 1968) haben SCHMITT et al. (2004) gezeigt, dass verschiedene Baumarten unter vergleichbaren Klimabedingungen zum Teil deutliche Unterschiede in der Holzbildungsdynamik während der Vegetationszeit aufweisen können. Mit hoher zeitlicher Auflösung lassen sich mit dieser Technik Beginn, Ende und Intensität der kambialen Aktivität – und damit der Holzbildung – innerhalb einer Vegetationsperiode erfassen.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit war es zu prüfen, inwieweit sich die Holzbildungsdynamik von *P. sylvestris* und *P. ponderosa*

im Verlauf der Vegetationsperiode 2003 im nordostdeutschen Tiefland unterscheidet. Im Mittelpunkt stand dabei, die Holzbildung in zeitlich hoher Auflösung darzustellen und mögliche Reaktionen auf die ausgeprägte Trockenheit im Untersuchungsjahr 2003 aufzuzeigen. Aufgrund der extremen Niederschlagsverhältnisse können solche Ergebnisse zudem als Ausblick auf die prognostizierte Klimaerwärmung herangezogen werden (SPIECKER, 2005).

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1 Standort und Versuchsbäume

Die Untersuchungen erfolgten im Jahr 2003 in einem 112 Jahre alten Mischbestand (Größe 0,36 ha) aus *Pinus sylvestris* L. und *Pinus ponderosa* DOUGL. ex P. et C. LAWS im brandenburgischen Tiefland (14 m ü. NN) (SCHWAPPACH, 1891). Geographisch befindet sich die Versuchsfläche 50 km nordöstlich von Berlin nahe der Ortschaft Bralitz. Es herrscht kontinentales Klima mit einer mittleren jährlichen Niederschlagsmenge von 510 mm und einer mittleren jährlichen Temperatur von 8,4 °C. Häufige Spätfröste, trockene Frühjahrsperioden und auch ausgeprägte Trockenphasen während der Vegetationsperiode sind weitere Kennzeichen. Die potentielle natürliche Vegetation (PNV) ist *Agrostio-Quercetum robori-petraeae*, die sich durch forstliche Bewirtschaftung in eine *Pado serotinae-Cultopinum sylvestris* Gesellschaft umgewandelt hat (HOFMANN, 1994). Die Bestandesdichte liegt bei 183 Bäumen/ha mit 37 *P. sylvestris* (103/ha) und 29 *P. ponderosa* (80/ha) (INSINNA et al., 2006). Je drei repräsentative, vorherrschende Bäume pro Art wurden ausgewählt, ihre mittleren Durchmesser (m.R.) auf Brusthöhe betrugen 48,3 cm für *P. sylvestris* und 54,6 cm für *P. ponderosa* bei durchschnittlichen Baumhöhen von 27,2 m und 29,1 m. Zwei Versuchsbäume je Art waren gesund, je ein Baum zeigte einen Nadelverlust von ca. 50% (Einschätzung nach EICHORN et al. 2004). Sämtliche Individuen der Kraft'schen Klassen 1–2 (Kontrollstichprobe der führenden Schicht) wurden für Jahrringanalysen herangezogen, um den artspezifischen Radialzuwachs in der Vegetationsperiode 2003 zu bestimmen.

### 2.2 Pinning-Technik

Mit der von WOLTER (1968) erstmals beschriebenen und in den vergangenen Jahren mehrfach eingesetzten Pinning-Technik (YOSHIMURA et al., 1981; KURODA und SHIMAJI, 1984; KURODA, 1986; NOBUCHI et al., 1995; DÜNISCH et al., 1999; SCHMITT et al., 2004) wird die Holzbildungsdynamik während einer Vegetationsperiode mit hoher zeitlicher Auflösung ermittelt. Dabei wird eine dünne Nadel (hier: Durchmesser von 1,2 mm) durch die Rinde und das Kambium in den Holzkörper gestochen. Diese Verletzung führt am Einstichkanal unmittelbar zum Absterben der Gewebe einschließlich des Kambiums, so dass die Holzbildung engräumig gestoppt wird. Einige Zellreihen vom Einstichkanal entfernt bleibt das Kambium lebend, bildet aber nachfolgend strukturell modifiziertes Xylem. Nach einer Reaktionszeit von mindestens vier Wochen oder nach Abschluss der Vegetationsperiode werden die Gewebebereiche um die Einstichkanäle entnommen und lichtmikroskopisch ausgewertet. Zur Bestimmung der bis zum Einstichzeitpunkt gebildeten Holzmenge wird stets von der vorjährigen Jahrringgrenze entweder bis zur Zone des degenerierten Kambiums

<sup>1</sup>) Fachhochschule Eberswalde, Fachbereich Forstwirtschaft, Forstbotanischer Garten, Am Zainhammer 5, D-16225 Eberswalde, Deutschland.

<sup>2</sup>) Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Holzbiologie und Holzschutz, Leuschnerstr. 91, Postfach 800209, D-21002 Hamburg, Deutschland.

<sup>3</sup>) Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung, Sieker Landstr. 2, D-22927 Großhansdorf, Deutschland.

<sup>4</sup>) Universität Hamburg, Abteilung Holzbiologie, Leuschnerstr. 91, Postfach 800209, D-21002 Hamburg, Deutschland.

\*) Kontaktautor: PATRICK INSINNA, Fachhochschule Eberswalde, Forstbotanischer Garten, Am Zainhammer 5, D-16225 Eberswalde, Tel.: 03334-65563, Fax.: 03334-65567, Email: pinsinna@fh-eberswalde.de



oder bis zum modifizierten Xylem gemessen. In der vorliegenden Arbeit erfolgte das Pinning in wöchentlichen Abständen zwischen dem 18. April 2003 und dem 3. Oktober 2003 mit jeweils drei Einstichen pro Baum und Pinningtermin an der Ostseite der Stämme in einem Höhenbereich zwischen 1,0 und 1,8 m. Zur Vermeidung von Beeinflussungen durch Wundreaktionen benachbarter Einstiche wurde ein horizontaler und vertikaler Mindestabstand von 4 cm eingehalten.

### 2.3 Lichtmikroskopie

In der ersten Novemberhälfte 2003 wurden die Proben mit einem Stechseisen aus den Bäumen entnommen und mit Rasierklingen auf eine Größe von 1 cm<sup>3</sup> zugeschnitten. Um Austrocknungen zu vermeiden, wurden die Proben sofort in ein 1:3 Polyethylenglykol (PEG 2000)/Aqua dest.-Gemisch überführt und anschließend bei 60°C im Wärmeschrank für vier Tage entwässert. Nach Einbettung der Proben mit reinem PEG 2000 in speziellen Kunststoff-Formen wurden mit einem Schlittenmikrotom 18 µm dicke Schnitte angefertigt, mit Safranin/Astrablau gefärbt und mikroskopiert.

Für jeden Pinning-Zeitpunkt wurden je drei Proben verwendet mit wiederum jeweils drei Einzelmessungen, die stets entlang des Einstichkanals bis zum degenerierten Kambium und zu beiden Seiten hierzu in einer Entfernung von 0,5 bis 1 mm bis zum modifizierten Xylem erfolgten. Der Zuwachs als Mittelwert aus neun Einzelmessungen errechnete sich für jeden Pinning-Zeitpunkt entweder als Prozentwert gegenüber der Gesamtjahrringbreite nahe des Einstichkanals oder wurde als Anzahl neugebildeter Xylemzellen angegeben.

### 3. ERGEBNISSE

Die mittlere Jahrringbreite von *P. ponderosa* übersteigt in der Kontrollstichprobe der führenden Schicht mit 0,95 mm den entsprechenden Wert von *P. sylvestris* (0,42 mm) im Untersuchungsjahr 2003 um mehr als 126%. Die gesunden Individuen der Stichprobe (Nr. 1 u. 2) zeigten im gleichen Wuchszeitraum eine mittlere Jahrringbreite von 0,46 mm (0,42 mm/0,50 mm) für *P. sylvestris* und 1,01 mm (0,97 mm/1,05 mm) für *P. ponderosa* (Tab. 1). Das Wachstumsverhalten der durch Kronenverlichtung geschwächten Probestämme (Nr. 3) wich deutlich von dem der gesunden Bäume ab (Abb. 1). Der Radialzuwachs von *P. ponderosa* Nr. 3 war um mehr als die Hälfte auf 0,43 mm reduziert, lag jedoch immer noch auf dem Niveau der gesunden *P. sylvestris*. Die in ihrer Vitalität beeinträchtigte *P. sylvestris* Nr. 3 produzierte während der Vegetationsperiode 2003 hingegen keine Zellen auf Brusthöhe.

Die durchschnittliche Anzahl der gebildeten Zellen beträgt 30 bzw. 18 für die voll belaubten Individuen von *P. ponderosa* und *P. sylvestris* (Tab. 1). Der durchschnittliche Durchmesser der Zellen beträgt hierbei 34 µm für *P. ponderosa* und 23 µm für *P. sylvestris*. Der in seiner Vitalität eingeschränkte Untersuchungsbaum von *P. ponderosa* produzierte 21 Zellreihen, dessen Zellen einen mittleren Durchmesser von 21 µm (Tab. 1) aufwiesen.

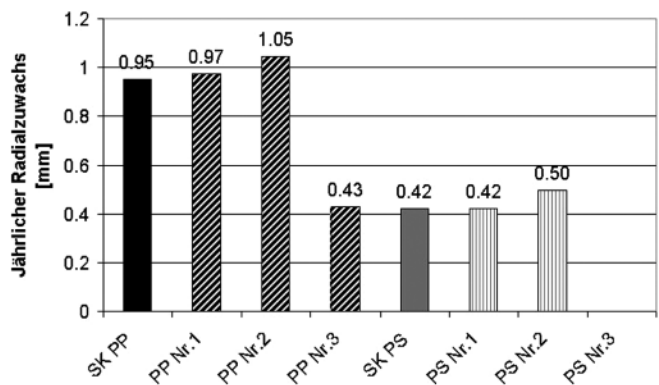


Abb. 1

Radialzuwachs aller Stichprobenbäume (1–3) und der Kontrollstichprobe (SK) der führenden Schicht für die Baumarten *P. sylvestris* und *P. ponderosa* in Bralitz, Brandenburg.

Range of ring width for all sample trees (1–3) and the control sample of the leading layer (SK) for the species *P. sylvestris* and *P. ponderosa* at Bralitz, Brandenburg.

Bei der Bildung von Tracheiden zeigte *P. ponderosa* sowohl im Früh- wie auch im Spätholz deutlich größere Durchmesser als *P. sylvestris* (Abb. 2). Während der ersten Sommertrockenperiode Anfang Juli (4.07.2003) bildete *P. sylvestris* vorübergehend eine geringe Anzahl von sehr englumigen Zellen, was einem sog. falschen Jahrring entspricht. Im weiteren Verlauf der Vegetationsperiode werden erneut für kurze Zeit weitere Zellen mit weiterem Lumen anzulegen. Der Anteil des Spätholzes war sehr gering.

Im Gegensatz hierzu begann *P. ponderosa* ab der ersten Juliwoche mit der Bildung von Spätholzzellen mit geringeren Durchmessern als im Frühholz, konnte dies aber bis zum Ende der Vegetationsperiode kontinuierlich weiterführen.

Die Holzbildung verlief für die vitalen Probestämme beider Arten über die gesamte Vegetationsperiode mehr oder weniger linear, wobei *P. sylvestris* aufgrund der kürzeren Wachstumszeit einen steileren Zuwachs zeigte als *P. ponderosa* (Abb. 3).

Die Holzbildung von *P. sylvestris* Nr. 1 und 2 setzte zwischen dem 16. und 23. Mai 2003 ein, wogegen *P. ponderosa* (Nr. 1 und 2) bereits zwischen dem 18. April und 2. Mai 2003 begann. Am 30. Mai betrug der durchschnittliche Umfang des gesamten sekundären Xylems 14% für *P. sylvestris* und 21% für *P. ponderosa*. Bis zum 4. Juli, also etwa bis zur Hälfte der genutzten Vegetationsperiode, wies *P. sylvestris* bereits 72% des Radialzuwachses auf, wogegen *P. ponderosa* erst gut die Hälfte des gesamten Radialzuwachses auf Brusthöhe (61%) bildete.

Die Holzbildung endete für *P. sylvestris* zwischen dem 18. und 25. Juli, für *P. ponderosa* zwischen dem 22. und 29. August. Die

Tab. 1

Durchschnittliche jährliche Wachstumsparameter der Probestämme für 2003.  
Mean annual growth parameters of the sample trees in 2003.

Baumart	Probestämme - Vital				Probestämme - geschädigt			
	N	Mittl. Jahrringbreite [mm]	Gesamtanzahl Zellen [n]	Mittl. Zelldurchmesser der Zellen [µm]	N	Mittl. Jahrringbreite [mm]	Gesamtanzahl Zellen [n]	Mittl. Zelldurchmesser der Zellen [µm]
<i>P. sylvestris</i>	2	0.46	18	23	1	0	0	0
<i>P. ponderosa</i>	2	1.01	30	34	1	0.43	21	21

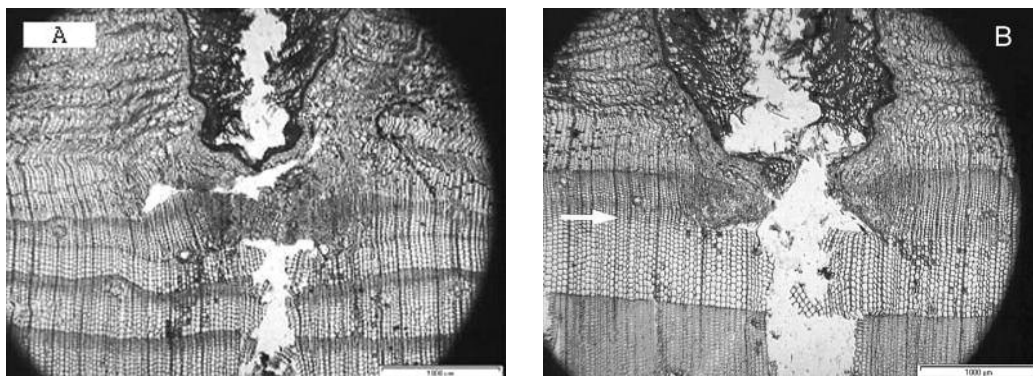


Abb. 2

Xylem-Querschnitt der Probebäume *P. sylvestris* Nr. 1 (A) und *P. ponderosa* Nr. 2 (B), Pfeile markieren den Pinning-Zeitpunkt 4. Juli 2003, an dem für beide Baumarten etwa die Hälfte der Holzbildung erreicht war.

Xylem cross sections of *P. sylvestris* Nr. 1 (A) and *P. ponderosa* Nr. 2 (B).

Arrowheads mark the pinning date of July 4<sup>th</sup>.

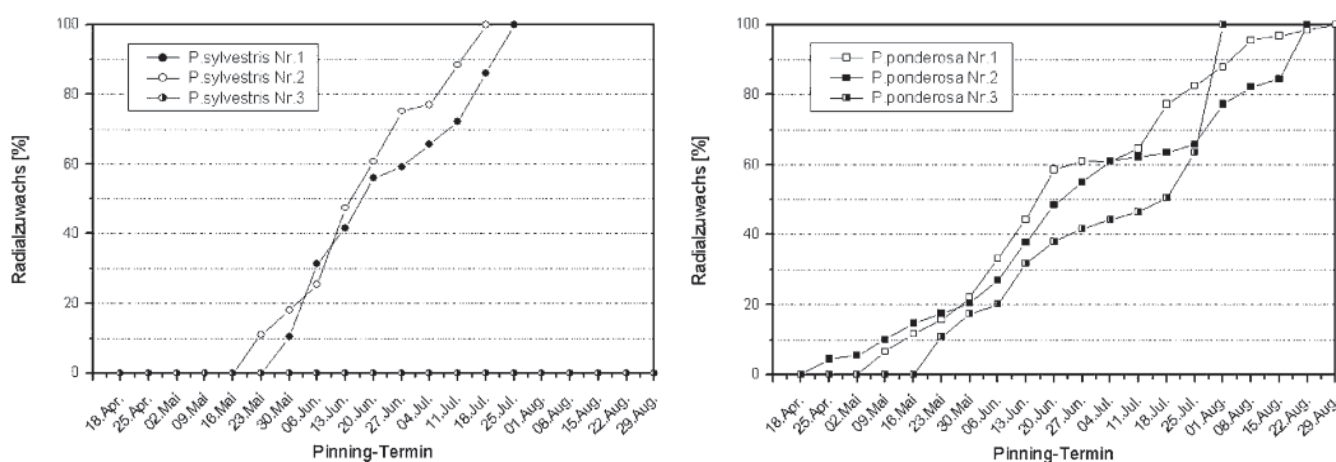


Abb. 3

Mittleres relatives Wachstum von *P. sylvestris* und *P. ponderosa* in Bralitz, Brandenburg.

Mean relative growth of *P. sylvestris* and *P. ponderosa* at Bralitz, Brandenburg.

durchschnittliche Gesamtdauer des Radialwachstums lag somit für *P. sylvestris* bei neun Wochen. Im Gegensatz hierzu zeigte das Kambium von *P. ponderosa* über eine Dauer von 18 Wochen Holzbildungsaktivität und nutzte die Vegetationsperiode somit doppelt solange.

Betrachtet man die in der Vitalität eingeschränkten Individuen, so wies *P. ponderosa* ein verzögertes Einsetzen der Holzbildung auf, die mit derjenigen der vitalen *P. sylvestris* zeitlich zusammenfällt. Der Verlauf der Holzbildung von *P. ponderosa* Nr. 3 war zunächst bis 18. Juli nahezu linear und zeigte im Anschluss einen starken Anstieg in den verbleibenden zwei Wochen. Im Vergleich zu den vitalen Probebäumen war das Wachstum durchgehend geringer, was mit der geringeren Ausnutzung der Vegetationsperiode mit 11 Wochen zusammenhängt. Für *P. sylvestris* Nr. 3 konnte im Trockenjahr 2003 keine Holzbildung festgestellt werden.

#### 4. DISKUSSION

Trockenstandorte stellen hohe Ansprüche an die auf ihnen wachsenden Pflanzen und stehen vor dem Hintergrund einer prognostizierten Klimaänderung im besonderen Blickpunkt des Interesses für dendroökologische Untersuchungen. Im nordostdeutschen Tiefland herrschen mit durchschnittlich 510 mm Niederschlag bereits

heute sehr angespannte Wachstumsbedingungen, die während der Sommermonate regelmäßig durch Dürreperioden verschärft werden. Untersuchungen zum Wachstum der als „anspruchlos“ geltenden Baumarten *P. sylvestris* und *P. ponderosa* von INSINNA et al. (2006) und LOCKOW (2002) haben gezeigt, dass sich die Wachstumsleistungen dieser Baumarten hier deutlich voneinander unterscheiden und die amerikanische Gelb-Kiefer sich in den letzten 100 Jahren einen Vorteil verschaffen konnte. Dies zeigte sich sehr deutlich in einer um mehr als 60% erhöhten Produktion an Stammholzvolumen (INSINNA et al., 2006). Als mögliche Ursache hierfür kann von der erhobenen größeren Kronen-Projektionsfläche (INSINNA et al., 2006) eine höhere Nadelmasse abgeleitet werden. Berücksichtigt man dabei die in der Literatur genannten Transpirations- und Photosyntheseraten (MCDOWELL et al., 2003; LUOMALA et al., 2003; GRULKE et al., 2002; HUBBARD et al., 2001; PANEK und GOLDSTEIN, 2001; JACH und CEULEMANS, 2000; WANG et al., 1995), so kann unter den gegebenen Verhältnissen zudem eine höhere Wassernutzungseffizienz (WUE) für *P. ponderosa* angenommen werden. Dies erscheint insbesondere in Trockenjahren von besonderer Bedeutung. Durch Untersuchungen mit Hilfe der Pinning-Technik liegen nun Ergebnisse vor, welche die Holzbildung in einer Vegetationsperiode in hoher zeitlicher und zellgenauer Auflösung beschreiben. Die Ergebnisse des Trockenjahres

2003 mit unter 400 mm Niederschlag bestätigen die bisherigen Erkenntnisse und zeigen die Belastungsgrenzen beider Baumarten. Mit 1,01 mm liegt der mittlere Radialzuwachs von *P. ponderosa* in der Vegetationsperiode 2003 um mehr als doppelt so hoch als derjenige von *P. sylvestris* mit 0,42 mm. Entsprechend weicht auch die Anzahl der gebildeten Zellreihen (*P. ponderosa*: 30 vs. *P. sylvestris*: 18) voneinander ab. Eine wichtige Erklärung liefert dabei die Dauer der Holzbildung im Jahr 2003. Diese betrug für *P. ponderosa* 18 Wochen, für *P. sylvestris* jedoch nur neun Wochen. Analoge Untersuchungen durch BEYER (2004) an Kiefern in Hamburg haben gezeigt, dass bei besserer Wasserversorgung (600 mm Niederschlag) die mittlere Gesamtjahrringbreite der Gelb-Kiefer im Jahr 2003 einen noch höheren Wert (3,37 mm) erreicht als bei der Wald-Kiefer (1,18 mm); die Dauer der Holzbildung war mit 21 Wochen jedoch für beide Baumarten identisch und damit länger als in Bralitz. Auf Trockenheit reagieren beide Baumarten offensichtlich mit einer verkürzten Holzbildungsdauer, wobei dies für *P. sylvestris* deutlich stärker ausgeprägt war. Untersuchungen von ZWEIFEL et al. (2002, 2005) in der Schweiz zur Stoma-Regulation über physiologische Messgrößen wie Saftflussraten in Zweigen und potentielle Transpiration von Einzelzweigen als Zeiger für das Baumwasserdefizit zeigten, dass trockenstresstolerante Baumarten sehr unterschiedlich auf Dürre reagieren können. Demnach stellt sich bei *P. sylvestris* bei zunehmender Trockenheit des Bodens ein größeres Baumwasserdefizit ein (ZWEIFEL et al., 2005) und ein stärkerer Stomataverschluss als bei den mit ihr vergesellschafteten *Quercus pubescens* und *Juniperus communis* (ZWEIFEL, 2005).

Mit Beeinträchtigungen durch Dürre rechnet man v.a. dann, wenn auf Trockenheit im Winter ein trockenes Frühjahr folgt (SCHMIDT-VOGT, 1989). Diese Situation traf für Bralitz mit um 40% geringeren Niederschlägen von Dezember 2002 bis Juni 2003 zu. In Folge verschiebt sich der Holzbildungsbeginn bei der Wald-Kiefer im Vergleich zur Gelb-Kiefer um 3–4 Wochen auf Mitte Mai. Das Ende der Holzbildung lag für *P. sylvestris* bereits zwischen dem 18. und 25. Juli, obwohl im Juli mit 84 mm über 20% des Jahresniederschlages gefallen ist, über 90% davon jedoch erst nach dem 17. Juli. Im Gegensatz dazu dauerte die Holzbildung bei *P. ponderosa* bis Ende August.

Das Höhenwachstum wird im Vergleich zum Dickenwachstum maßgeblich von den Witterungsbedingungen der laufenden Vegetationsperiode bestimmt (SCHMIDT-VOGT, 1986). Für das Dickenwachstum ist in höheren und nordischen Lagen die Temperatur entscheidend, im Tiefland die Wasserversorgung. Der frühe Beginn der Holzbildungsaktivität und dessen Dauer bei *P. ponderosa* deuten daher auf eine höhere Toleranz gegenüber Trockenstress hin und bestätigen die Ergebnisse von INSINNA et al. (2006), die *P. ponderosa* gegenüber *P. sylvestris* eine bessere Anpasstheit an trockene Standorte attestieren. Dies wird ferner durch die Tatsache gestützt, dass *P. ponderosa* größere Zelllumina aufweist, da auch das Zellwachstum in der Vergangenheit zur Charakterisierung von Trockenstress herangezogen wurde (HSIAO, 1973; nach SCHMIDT-VOGT, 1989).

TUOVINEN et al. (2000) haben für die nördlichen borealen Nadelwälder einen Zusammenhang zwischen den Spätsommertemperaturen des Vorjahres und der aktuellen Frühholzbreite festgestellt. Dies steht im deutlichen Gegensatz zu den Ergebnissen von ANTONOVA und STASOVA (1993), die für das kontinental geprägte Zentral-sibirien eine Beziehung zwischen aktuellen Temperaturen bzw. Niederschlägen und der Holzbildung nachgewiesen haben. Ähnliches scheint größtenteils auch für das nordostdeutsche Tiefland zuzutreffen, wenn auch nicht auszuschließen ist, dass bei ausreichendem Niederschlag Vorjahreswerte einen Einfluss auf die Holzbildung haben können. Da an sommertrockenen Standorten das Wasser offenbar entscheidend ist, wird eine Beeinflussung durch Temperaturen des Vorjahres ausgeschlossen.

Auch der zeitliche Verlauf der Holzbildung zeigt am Untersuchungsstandort Bralitz deutliche Unterschiede zu Standorten in den gemäßigten Zonen oder im nördlichen borealen Nadelwald. Untersuchungen von SCHMITT et al. (2000) und SCHMITT et al. (2004) zeigten, dass die Holzbildung hier – unabhängig von der Baumart – einen mehr oder weniger sigmoidalen Verlauf mit einem langsamen Beginn, einer produktiven, stark ansteigenden Mittelphase und einer langsamen Abnahme gegen Ende der Vegetationsperiode aufweist. Im Vergleich hierzu fehlt im nordostdeutschen Tiefland für das Untersuchungsjahr 2003 insbesondere bei *P. sylvestris* die zu Beginn allmählich einsetzende und die gegen Ende sich allmählich abschwächende Holzbildungsphase. Derartige Abläufe finden sich gelegentlich an Extremstandorten bei schwach wüchsigen Bäumen (SCHMITT et al., 2004).

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen zudem, dass auch die Vitalität eine ganz entscheidende und differenzierte Rolle für die Holzbildungsintensität spielt. Bei annähernd identischem Schädigungsgrad (50%ige Entnadelung) weist die Gelb-Kiefer zwar eine stark verminderte Holzbildung in Brusthöhe auf, liegt aber dennoch auf dem Niveau der gesunden Wald-Kiefer. Der geschwächte Probebaum von *P. sylvestris* hingegen ließ im unteren Stammbereich keinen Zuwachs erkennen. Der Ausfall von Jahrringen als Reaktion auf Dürre und andere biotische wie abiotische Stressoren ist allgemein bekannt (SCHWEINGRUBER, 1988; KRAUSE und ECKSTEIN, 1992; SCHWEINGRUBER, 1996; RIGLING et al., 2002) und unterstreicht die höhere Empfindlichkeit von *P. sylvestris*.

Sollte sich eine Verschärfung der klimatischen Situation im nordostdeutschen Tiefland in den kommenden Jahrzehnten einstellen (GERSTENGARBE et al., 2003), so würden sich die Rahmenbedingungen für die Vegetation stark verändern. Dass dies Auswirkungen selbst auf anspruchslose Arten haben kann, deuten bereits Untersuchungsergebnisse für Trockentäler im Wallis/Schweiz an. An diesen Standorten in den Schweizer Zentralalpen haben sich die Tage mit mittleren Temperaturen über 20°C in den letzten zwei Jahrzehnten verdoppelt (REBETZ und DOBBERTIN, 2004), was mit einem globalen Klimawandel in direkten Zusammenhang gebracht werden kann (MAYER et al., 2006). Ein damit verbundener zunehmender Trockenstress (BIGLER et al., 2006; EILMANN et al., 2006; RIGLING et al., 2002; RIGLING et al., 2003) beeinflusst einerseits die Ausnutzung der Wachstumsphase, die bei *P. sylvestris* – je nach Witterung zwischen Anfang Mai und Mitte August/September liegt (ZIMMERMANN und CHERUBINI nicht veröffentlicht). Andererseits wird ein Rückgang von *P. sylvestris* zugunsten anderer Baumarten (RIGLING und CHERUBINI, 1999) durch vermehrt auftretende Dürreereignisse diskutiert (DOBBERTIN et al., 2005a; EILMANN et al., 2006). Diese Ereignisse werden als auslösender Mortalitätsfaktor angesehen (BIGLER et al., 2006) und können Folgeschäden begünstigen (DOBBERTIN et al., 2005a; BERRYMAN, 1989) (DOBBERTIN et al., 2005b).

Im Trockenjahr 2003 lagen die Niederschläge im Wallis mit 420 mm (ZWEIFEL et al., 2006.) rund 5% über den Werten des nordostdeutschen Tieflandes. Jedoch führte dies bereits im Juni zu einer vollständigen Einstellung der Photosynthese bei *P. sylvestris* (ZWEIFEL et al., 2006). Auch MARTINEZ-VILALTA und PIÖL (2002) zeigten, dass in Waldökosystemen des nordöstlichen Spaniens *P. sylvestris* mit höheren Absterberaten auf Dürreereignisse reagiert.

Die klimatischen Voraussetzungen im nordostdeutschen Tiefland sind mit denjenigen der Zentralalpen (9.7°C/590 mm) trotz unterschiedlicher Höhenstufe (Planar/Montan) vergleichbar (WALTER und LIETH, 1960), und die dortige Entwicklung der Kiefernwälder ein mögliches Szenario, welches europaweit auf Trockenstandorten auftreten könnte. Interessant scheint in diesem Zusammenhang auch eine durch die globale Erwärmung sich stetig ausdehnende



Vegetationsperiode, wie dies bereits von MENZEL (1999) und FABIAN und MENZEL (1999) aus phänologischen Befunden abgeleitet und prognostiziert wurde. Unsere Ergebnisse zeigen, dass auf Trockenstandorten eine Verlängerung der Vegetationszeit nicht zwangsläufig eine positive Auswirkung auf die Holzbildung bei Bäumen haben muss, sondern im Gegenteil, sich dies auch nachteilig auswirken kann. Mit 1,01 mm (*P. ponderosa*) und 0,42 mm (*P. sylvestris*) liegen beide Baumarten im Trockenjahr 2003 deutlich unter dem langjährigen Bestandesmittel (1900–2001) von 2,22 mm bzw. 1,8 mm (INSINNA et al., 2006). Dies unterstreicht die Wichtigkeit dendroökologischer Untersuchungen auch mit hochauflösenden Verfahren, um detailliertere Informationen über die Klima-Zuwachs-Response von Baumarten auf verschiedenen Standorten zu erhalten und um Auswirkungen einer möglichen Klimaänderung in Brandenburg abschätzen zu können.

## 5. ZUSAMMENFASSUNG

Vorliegende Arbeit befasst sich mit der Reaktion des Dickenwachstums der heimischen Wald-Kiefer (*Pinus sylvestris*) und der nordamerikanischen Gelb-Kiefer (*Pinus ponderosa*) auf Trockenheit. Hierzu wurden Untersuchungen in einem über 100-jährigen Anbauversuch im nordostdeutschen Tiefland durchgeführt. Mit Hilfe des sog. Pinning-Verfahrens wurde dabei mit hoher zeitlicher Auflösung zellreihengenau die Entwicklung des Dickenwachstums während der Vegetationsperiode 2003 untersucht – diese war mit weniger als 400 mm Jahresniederschlag ausgesprochen trocken. Das Kambium von *Pinus ponderosa* war trotz anhaltender Trockenheit über 4 Monate lang aktiv; die ersten Zellreihen wurden bereits Ende April gebildet, Ende August wurde das Wachstum eingestellt (Abb. 3). Die Kambiumaktivität von *Pinus sylvestris* war mit 2 Monaten nur halb so lang; das Wachstum begann hier erst in der zweiten Mai-Hälfte und endete bereits im Juli (Abb. 3). Insgesamt wurden 30 Zellreihen (PP) bzw. 18 Zellreihen (PS) gebildet, der Durchmesser der Tracheiden war bei der Gelb-Kiefer im Mittel rund 50% größer als bei *Pinus sylvestris* (Tab. 1). Daraus ergab sich ein über doppelt so breiter Jahrring (Abb. 2). Bei Untersuchungen an kranken, zu 50% entlaubten Kiefern war das Dickenwachstum bei *Pinus ponderosa* um 50% vermindert, bei *Pinus sylvestris* kam es zu einem kompletten Ausfall des Jahrrings. Im Vergleich zum langjährigen Mittel, hatte das Ausbleiben des Niederschlages während der Vegetationsperiode einen erheblichen Einfluss auf das Zellwachstum bei beiden Baumarten. Ein Regenereignis Ende Juli konnte allein von *P. ponderosa* genutzt werden.

## 6. Summary

Title of the paper: *Comparative investigation on wood formation dynamics of Pinus sylvestris L. and Pinus ponderosa Dougl. ex P. et C. Laws. in draught year 2003.*

Wood formation dynamics of *Pinus sylvestris* and *Pinus ponderosa* were determined at a dry site in the NE-lowlands of Brandenburg/Germany under identical growth conditions in the dry vegetation period of 2003 using the pinning technique. From each species two healthy and one ailing individual was sampled. Concerning the healthy sample trees, the shape of wood formation was more or less linear over the growing season for *Pinus ponderosa* and *Pinus sylvestris*, but differed clearly in the benefit of the growing season and the produced wooden tissue. Cambial activity of *Pinus ponderosa* started in the last week of April and lasted 4 months, up to 22.08.03 and 29.08.03, producing about 30 cell rows in average which lead to a mean tree ring increment of 1.01 mm. Wood formation of *Pinus sylvestris* started between 16.05.03 and 23.05.03 but ended already after 2 months at 18.07.03 and 25.07.03, respectively. In this time 18 cell rows were produced in average, leading to a mean tree ring increment of 0.42 mm. The ailing individuals showed 50% of defoliation and marked differences

in growth exist. Whereas *Pinus ponderosa* showed an abnormal shape of wood formation, which results in a reduced production of wooden tissues of 57%; *Pinus sylvestris* did not produce any cell row during the growing season 2003. In comparison to the lifetime average the absence of precipitation during the growing season of 2003 had an enormous impact on the growth rate of both tree species. An intensive rainfall event in late July could only be used by *Pinus ponderosa* but not by *Pinus sylvestris*.

## 7. Résumé

Titre de l'article: *Etude comparative de la dynamique de la formation du bois chez Pinus sylvestris L. et chez Pinus ponderosa DOUGL. Ex P. et C. LAWS, au cours de l'année sèche 2003.*

Le présent travail concerne la manière selon laquelle se modifie la croissance en diamètre lors d'une période sèche chez la pris sylvestre autochtone (*Pinus sylvestris*) et chez le pris jaune de l'ouest américain (*Pinus ponderosa*). Dans ce but, on a mené des recherches dans une plantation expérimentale âgée de plus de 100 ans, située dans la plaine du nord-est de l'Allemagne. En ayant recours au procédé «Pinning» on étudié l'évolution de la croissance en diamètre, avec une détermination très précise des couches de cellules qui se sont formées au long de la période de végétation de 2003 qui s'est caractérisée par une extrême sécheresse, avec des précipitations inférieures à 400 mm. Malgré cette sécheresse persistante le cambium du *Pinus ponderosa* est resté actif pendant 4 mois, les premières couches de cellules étant déjà formées à la fin avril. Fin août la croissance était acquise (Fig. 4). Réduite à 2 mois, la période d'activité du cambium du *Pinus sylvestris* a été deux fois plus courte; la croissance n'a débuté qu'au cours de la seconde quinzaine de mai et était déjà terminée en juillet (Fig. 5). Au total 30 couches de cellules se sont formées chez *P. ponderosa* et 18 chez *P. sylvestris*; de surcroît les trachéides du *P. ponderosa* étaient, en chiffre rond, 50% plus grosses que celles du *P. sylvestris* (Tab. 1). Il s'en suivit que le cerne du pin américain a été d'une largeur plus que double de celle du pine autochtone (Fig. 2). Les recherches portant sur des pins malades, ayant perdu 50% de leurs aiguilles, ont montré que la croissance en diamètre du *P. ponderosa* était diminuée de 50% tandis que chez *P. sylvestris* le cerne annuel avait complètement disparu. Par rapport à la moyenne annuelle, l'absence de précipitations au cours de la période de végétation a eu une influence considérable sur la croissance des cellules chez les deux essences. La pluie tombée fin juillet n'a pu être utilisée que par *P. ponderosa*. J. M.

## 8. Danksagung

Ein besonderer Dank geht an Herrn Prof. KARL-WILLI LOCKOW, Landesforstanstalt Eberswalde für seine Unterstützung bei der Nutzung der Anbauversuche von ADAM SCHWAPPACH und sein stets offenes Ohr für neue Ideen. Ebenso geht unser Dank an Dr. ANDREAS RIGLING von der WSL, Birmensdorf und Dr. ROMAN ZWEIFEL von der Universität Bern für ihre großartige Unterstützung und die Durchsicht des Manuskriptes. Die vorliegende Arbeit wurde von der Regierung des Fürstentums Liechtenstein (Stipendienstelle) finanziert.

## 9. Literaturhinweise

- ANTONOVA, G. F. and V. V. STASOVA (1993): Effects of environmental factors on wood formation in Scots pine stems. *Trees* 7: 214–219.
- BADECK, F.-W., P. LASCH und F. SUCKOW (2004): Wirkungen des Klimawandels. Erkenntnisse der Klimaforschung zu Wasserhaushalt und Wald. In: *Klimawandel – Wie soll der Wald der Zukunft aussehen?* (eds. K. HÖPPNER, LEBNER, C.), S. 26–36. Brandenburgischer Forstverein, Eberswalde.
- BERRYMAN, A. A. (1989): *Forest insects: principles and practice of population management*. New York: Plenum Press. 279 S.
- BEYER, F. (2004): *Cambial Activity of Pinus sylvestris L. and Pinus ponderosa DOUGL. ex P. et C. LAWS. during the Dry Period of 2003*. Bachelor Thesis, University of Applied Science, Eberswalde.



- BIGLER, C., O. U. BRAEKER, H. BUGMANN, M. DOBBERTIN and A. RIGLING (2006): Drought as inciting mortality factor in Scots pine stands of the Valais, Switzerland. *Ecosystems* **9**: 1–15.
- DOBBERTIN, M., P. MAYER, T. WOHLGEMUTH, E. FELDMEYER-CHRISTE, U. GRAF, N. ZIMMERMANN and A. RIGLING (2005a): The decline of *Pinus sylvestris* L. forests in the Swiss Rhone Valley – a result of drought stress? *Phyton* **45**(4): 153–156.
- DOBBERTIN, M., N. HILKER, M. REBETZ, N. E. ZIMMERMANN, T. WOHLGEMUT and A. RIGLING (2005b): The upward shift in altitude of pine mistletoe (*Viscum album* ssp. *austriacum*) in Switzerland – the result of climate warming? *Int. J. Biometeorol.* **50**: 40–47.
- DÜNISCH, O., J. BAUCH, M. SACK and M. MÜLLER (1999): Growth dynamics in wood formation of plantation-grown *Swietenia macrophylla* King and *Carapa guianensis* Aubl. *Mitteilungen der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Hamburg* **193**: 79–96.
- EICHHORN, J., A. SZEPELI, M. FERRETTI, D. DURRANT and P. ROSKAMS (2004): Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests, Part II – Visual Assessment of Crown Condition. United Nations Economic Commission For Europe, Convention On Long-Range Transboundary Air Pollution. ICP Forests, 77 S.
- EILMANN, B., P. WEBER, A. RIGLING and D. ECKSTEIN (2006): The influence of drought on the wood structure of *Pinus sylvestris* L. and *Quercus pubescens* Wild. in Valais, Switzerland. *Dendrochronologia* **23**: 121–132.
- FABIAN, P. and A. MENZEL (1999): Changes in Phenology of Trees in Europe. In: KARJALAINEN, T., SPIECKER, H., LAROISSINIE, O. (Eds.) Causes and Consequences of Accelerating Tree Growth in Europe. *EFI Proceedings* **27**: 43–51.
- GERSTENGARBE, F.-W., F. BADECK, F. HATTERMANN, V. KRYSANOVA, W. LAHMER, P. LASCH, M. STOCK, F. SUCKOW, P. WECHSUNG and P. C. WERNER (2003): Studie zur klimatischen Entwicklung im Land Brandenburg bis 2055 und deren Auswirkungen auf den Wasserhaushalt, die Forst- und Landwirtschaft sowie die Ableitung erster Perspektiven. PIK-Report 83, 96 S.
- GRULKE, N. E., H. K. PREISLER, C. ROSE, J. KIRSCH and L. BALDUMAN (2002): O<sub>3</sub> uptake and drought stress effects on carbon acquisition of ponderosa pine in natural stands. *New Phytologist* **154**: 621–631.
- HOFMANN, G. (1994): Wälder und Forsten, Mitteleuropäische Wald- und Ökosystemtypen in Wort und Bild. Sonderheft „Der Wald“, Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin, 51 S.
- HSIAO, T. C. (1973): Plant responses to water stress. *Ann. Rev. of Plant Physiol.* **24**, 519–570.
- HUBBARD, R. M., M. G. RYAN, V. STILLER and J. S. SPERRY (2001): Stomatal conductance and photosynthesis vary linearly with plant hydraulic conductance in ponderosa pine. *Plant, Cell and Environment* **24**: 113–121.
- INSINNA, P., B. GÖTZ, G. AAS and H. SCHILL (2006): Comparative Investigations on the Growth of ponderosa pine (*Pinus ponderosa*) and Scots pine (*Pinus sylvestris*) in NE-Germany. Beiträge zur Forstwirtschaft und Landschaftsökologie: accepted.
- JACH, M. E. and R. CEULEMANN (2000): Effects of season, needle age and elevated atmospheric CO<sub>2</sub> on photosynthesis in scots pine. *Tree Physiology* **20**: 145–157.
- KRAUSE, C. und D. ECKSTEIN (1992): Holzzuwachs in Ästen, Stamm und Wurzeln bei normaler und extremer Witterung. In: W. MICHAELIS and J. BAUCH (eds.), Luftverunreinigungen und Waldschäden am Standort „Postturm“, Forstamt Farchau/Ratzeburg. GKSS 92/E100. GKSS-Forschungszentrum, Geesthacht, Germany: pp 215–242.
- KURODA, K. and K. SHIMAJI (1984): Wound effects on xylem cell differentiation in a conifer. *IAWA Bull.* **5**: 295–305.
- KURODA, K. (1986): Wound effects on cytodifferentiation in the secondary xylem of woody plants. *Wood Research* **72**: 67–69.
- LOCKOW, K.-W. (2002): Ergebnisse der Anbauversuche mit amerikanischen und japanischen Baumarten, pp. 41–101. In: LANDESFORSTANSTALT EBERSWALDE (Hsg.): Ausländische Baumarten in Brandenburgs Wäldern. Ministerium für Landwirtschaft, Umwelt und Raumordnung des Landes Brandenburg. 232 S.
- LOCKOW, K.-W. (2001): Ergebnisse der Anbauversuche mit amerikanischen und japanischen Baumarten. In: LANDESFORSTANSTALT EBERSWALDE (Hsg.): ADAM SCHWAPPACH – ein Forstwissenschaftler und sein Erbe. Fuldaer Verlagsanstalt GmbH, Fulda, 448 S.
- LUOMALA, E.-M., K. LAITINEN, S. KELLOMÄKI and E. VAPAAVUORI (2003): Variable photosynthetic acclimation in consecutive cohorts of Scots pine needles during 3 years of growth at elevated CO<sub>2</sub> and elevated temperature. *Plant, Cell and Environment* **26**: 645–660.
- MARTÍNEZ-VILALTA, J. and J. PIÑOL (2002): Drought-induced mortality and hydraulic architecture in pine populations of the NE Iberian Peninsula. *For. Ecol. Manage.* **161**: 247–256.
- MAYER, P., M. DOBBERTIN, T. WOHLGEMUTH, E. FELDMEYER-CHRISTE, U. GRAF, und A. RIGLING (2006): Recruitment limitation and shift in tree species composition under the influence of global change in dry montane forests of the Swiss Rhone Valley. *Forest Ecology and Management*, accepted.
- MCDOWELL, N., J. R. BROOKS, S. A. FITZGERALD and B. J. BOND (2003): Carbon isotope discrimination and growth response of old *Pinus ponderosa* trees to stand density reductions. *Plant, Cell and Environment* **26**: 631–644.
- MENZEL, A. (1999): Phenology as Global Change Bioindicator. *Annalen der Meteorologie* **39**: 41–43.
- NOBUCHI, T., Y. OGATA and S. SIRIPATANADILOK (1995): Seasonal characteristics of wood formation in *Hopea odorata* and *Shorea henryana*. *IAWA Journal* **16**: 361–169.
- PANEK, J. A. and A. H. GOLDSTEIN (2001): Response of stomatal conductance to drought in ponderosa pine: implications for carbon and ozone uptake. *Tree Physiology* **21**: 337–344.
- REBETZ, M. and M. DOBBERTIN (2004): Climate change may already threaten Scots pine stands in the Swiss Alps. *Theor. Appl. Climatol.* **79**: 1–9.
- RIGLING, A. und P. CHERUBINI (1999): Wieso sterben die Waldföhren im „Telwald“ bei Visp? Eine Zusammenfassung bisheriger Studien und eine dendroökologische Untersuchung. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* **150**(4): 113–131.
- RIGLING, A., O. U. BRÄKER, G. SCHNEITER and F. H. SCHWEINGRUBER (2002): Intra-annual tree-ring parameters indicating differences in drought stress of *Pinus sylvestris* forests within the Erico-Pinion in the Valais (Switzerland). *Plant Ecology* **163**(1): 105–121.
- RIGLING, A., H. BRUEHLHART, O. U. BRAEKER, T. FORSTER and F. H. SCHWEINGRUBER (2003): Irrigation effect on tree growth and vertical resin duct production of *Pinus sylvestris* L. on dry sites in the Central Alps, Switzerland. *For. Ecol. Man.* **175**(1–3): 285–296.
- SCHMIDT-VOGT, H. (1986): Die Fichte. Ein Handbuch in zwei Bänden. Band II/1: Wachstum, Züchtung, Boden, Umwelt, Holz. Paul Parey, Hamburg und Berlin, 563 S.
- SCHMIDT-VOGT, H. (1989): Die Fichte. Ein Handbuch in zwei Bänden. Band II/2: Krankheiten, Schäden, Fichtensterben. Paul Parey, Hamburg und Berlin, 607 S.
- SCHMITT, U., R. MÖLLER and D. ECKSTEIN (2000): Seasonal wood formation dynamics of beech (*Fagus sylvatica* L.) and black locust (*Robinia pseudoacacia* L.) as determined by the “pinning” technique. *Journal of Applied Botany* **74**: 10–16.
- SCHMITT, U., R. JALKANEN and D. ECKSTEIN (2004): Cambium Dynamics of *Pinus sylvestris* and *Betula* ssp. in the Northern Boreal Forest in Finland. *Silva Fennica* **38**(2): 167–178.
- SCHWAPPACH, A. (1891): Denkschrift betr. die Ergebnisse der in den Jahren 1881–1890 in den Preussischen Staatsforsten ausgeführten Anbauversuche mit fremdländischen Holzarten. Sonderdruck Zeitschrift f. Forst- und Jagdwes., 57 S.
- SCHWEINGRUBER, F. H. (1988): Tree Rings: Basics and Applications of Dendrochronology. D. Reidel, Dordrecht, The Netherlands, 276 S.
- SCHWEINGRUBER, F. H. (1996): Tree Rings and Environment: Dendroecology. Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research, Paul Haupt, Birmensdorf and Berne, 609 S.
- SPIECKER, H. (2005): Umweltveränderungen und Waldwachstum. *AFZ-Der Wald* **9**: 462–464.
- TUOVINEN, M., M. SONNINEN and J.-L. EDOUARD (2000): The relationship between tree-ring latewood width, early- and latewood density and climate. In: HICKS, S. et al. (eds). Forest response to environmental stress at timberlines final report of the EU project ENV4-CT95-0063. pp 46–48.
- WALTER, H. und H. LIETH (1960-1967): Klimadiagramm-Weltatlas. 9000 Klimadiagramme, 33 Hauptkarten, 22 Nebenkarten. VEB, Gustav Fischer Verlag, Jena.
- WANG, K., S. KELLOMÄKI and K. LAITUNEN (1995): Effects of needle age, long-term temperature and CO<sub>2</sub> treatments on the photosynthesis of Scots pine. *Tree Physiology* **15**: 211–218.
- WOLTER, E. K. (1968): A new method of marking xylem growth. *Forest Science* **14**: 102–104.
- YOSHIMURA, K., T. ITOH and K. SHIMAJI (1981): Studies on the improvement of the pinning method for marking xylem growth. II. Persuit of the time sequence of abnormal tissue formation in loblolly pine. *Mokuzai Gakkaishi* **27**: 755–760.
- ZWEIFEL, R., L. ZIMMERMANN, F. ZEUGIN and D. M. NEWBERRY (2006): Intra-annual radial growth and water relations of trees – implications towards a growth mechanism. *Institute of Plant Sciences, University of Bern*, 38 S.
- ZWEIFEL, R., L. ZIMMERMANN and D. M. NEWBERRY (2005): Modeling tree water deficit from microclimate: an approach to quantifying drought stress. *Tree Physiology* **25**: 147–156.
- ZWEIFEL, R. (2005): Flaumeiche, Föhre und Wacholder reagieren unterschiedlich auf Trockenstress. In: SALGESCH, JEIZINEN, ihre Wälder und der globale Klimawandel. NCCR Climate, Swiss Climate Research, Ergebnisse und Berichte aus fünf Jahren Forschung des Instituts für Pflanzenwissenschaften der Universität Bern, S. 14–15.
- ZWEIFEL, R., J. P. BÖHM and R. HÄSLER (2002): Midday stomatal closure in Norway spruce – reactions in the upper and lower crown. *Tree Physiology* **22**: 1125–1136.

## Buchbesprechung

**Die Frühgeschichte der Sägemühlen (1200–1600) als Folge der Mühlendiversifikation.** Von JÜRGEN GAEBELER, Dr. Kessel-Verlag, Remagen, 2006. 346 S. Gbd. € 23,–.

Diplom-Holzwirt JÜRGEN GAEBELER aus Bonndorf widmet sich in seinem Buch einer der wohl wichtigsten Facetten der Holzbearbeitung – der Entwicklungsgeschichte der maschinellen Sägetechnik. Obwohl dieses Forschungsgebiet gleichermaßen Technik-, Forst- und Wirtschafts- und Sozialgeschichte einbindet, geben die bisher erschienenen Veröffentlichungen über die Entwicklungsfänge der Sägemühlen (1200–1600) nur spärliche, unzureichende und zuweilen fehlerhafte Informationen und Darstellungen.

Um so mehr gilt dem Verfasser des vorliegenden Buches besonderer Dank, sich der zeitraubenden Mühe unterzogen zu haben, die Entwicklung der Sägewerkstechnik (insbesondere der Kurbel- und Nockentechnik) vom Hochmittelalter bis zum Beginn der Neuzeit wissenschaftlich fundiert darzulegen.

Neben der historischen Bearbeitung der maschinellen Sägetechnik gelingt es dem Verfasser, die Ergebnisse in verständlicher Form darzustellen. Die detaillierte Dokumentation der Frühgeschichte der Sägemühlen wird durch reichhaltiges Bildmaterial sehr gut visualisiert. Der Erkenntnisgewinn über eine im Mittelalter einsetzende Mühlendiversifikation ist aufgrund der dargestellten Forschungsergebnisse als erste industrielle bzw. technische Revolution

im europäischen Raum zu werten. Darüber hinaus ist der wissenschaftliche Wert der vorliegenden Arbeit durch eine äußerst kritische Analyse der Quellen zu unterstreichen. Dementsprechend sind die vorgestellten Forschungsergebnisse in ihrer Aussagekraft abgesichert und relativiert (z. B. Exkurs in die römische Zeit; älteste nachweisbare Säge in Deutschland; Interpretation der Zeichnungen über Sägetypen von VILLARD DE HONNECOURT und LEONARDI DA VINCI und vieles mehr).

Die Themenbearbeitung wurde vom Verfasser dank seiner langjährigen Erfahrung in der Geschäftsführung von Sägewerkverbänden, seiner stets gesuchten wissenschaftlichen Beratung des Arbeitsbereiches Wald- und Forstgeschichte der Universität Freiburg und nicht zuletzt aufgrund seines immensen Arbeitseinsatzes bei Literaturrecherchen und Archivarbeit in hervorragender Weise geleistet. Gekonnt platzierte Übersichten und Grafiken fassen immer wieder Untersuchungsergebnisse in anschaulicher Weise zusammen.

Das vorliegende Buch schließt eine Lücke deutscher und europäischer Technikgeschichte und besticht aufgrund seiner groß angelegten Themenbreite. Die Lektüre belohnt gleichermaßen Forstleute, Holzwirte, Techniker und Historiker mit tiefen Einblicken in die Vergangenheit einer traditionellen Holzverarbeitung.

UWE EDUARD SCHMIDT

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**