

# Beeinflussen h/d-Wert und Standortbonität das Auftreten von Schaftrissen an Fichten (*Picea abies* L. Karst)?

(Mit 4 Abbildungen und 4 Tabellen)

MARTIN KOHLER<sup>1,\*</sup>, JAN KIEHNE<sup>2</sup>, JENS BORCHERS<sup>3</sup> und JÜRGEN BAUHUS<sup>1</sup>

(Angenommen Januar 2018)

DOI-Nummer: 10.23765/afjz0002014

## SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

*Fichte; Schaftrisse; Trockenrisse; h/d-Wert; Standort; Z-Baum.*

*Norway spruce; stem cracks; h/d ratio; site index; future crop tree.*

## 1. EINLEITUNG

Schaftrisse an Fichte wurden bereits im Jahr 1863 durch NÖRDLINGER (in CASPARI, 1990) beschrieben. Bei diesem Schadphänomen handelt es sich um längs im Stamm verlaufende Radialrisse, die oftmals von der Borke bis ins Mark reichen (FLANDER, 1913; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990). Die Risse können dabei Längen von einigen Zentimetern bis hin zu mehreren Metern aufweisen und verlaufen häufig leicht linksgedreht um den Stamm (CASPARI, 1990). Die Schaftrisse folgen damit der im Holz von jüngeren Fichten typischen, stamm-aufwärts nach links abweichenden Drehrichtung der Tracheiden (SCHMIDT-VOGT, 1986), was möglicherweise eine Unterscheidung von eher oberflächlichen Schädigungen der Rinde von außen (z.B. Fällschaden) ermöglicht. Radiale Stammrisse in lebenden Bäumen können durch die Umwelteinflüsse Blitz, Frost, Dürre und Wind verursacht werden (KNUCHEL, 1947). Nach heutigem Wissensstand sind Radialrisse an Koniferen ursächlich aber meist auf extreme Trockenheit im Verlauf der Vegetationszeit zurückzuführen und werden daher auch als Trockenrisse bezeichnet (CASPARI, 1990). Auch andere Bezeichnungen wie „Frostrisse“, „Hitzerisse“, „Stammrisse“, „Schaftrisse“, „Wachstumsrisse“ und „Mastrisse“ sind bei Fichte in der Regel auf dieses Schadphänomen zurückzuführen (AIGNER, 1981; CASPARI, 1990). Den Risschäden kommt dabei eine beträchtliche waldbauliche Bedeutung zu, da die Risse häufig im wertvollen, unteren Stammdrittel auftreten und die mechanische Schädigung sowie der Eintritt holzverfärbender Pilze dort zu erheblichen Holzentwertungen führen können (AIGNER, 1981; RAU, 2000).

Für jüngere Fichtenbestände in Südschweden konnte gezeigt werden, dass das Auftreten der Risse durch starke Einzelbaumförderung im Zuge weitständiger Bestandesbegründung und Erziehung bzw. durch starke Freistellung verstärkt wird (PERSSON, 1994b). Da moderne Fichtenbewirtschaftungskonzepte unter dem Ziel verkürzter Produktionszeiten auf eine solche starke und frühe Einzelbaumförderung setzen (z.B. BÜCKING et al., 2007; BORCHERS et al., 2008; BORCHERS, 2011), stellt sich die Frage, ob dieses Vorgehen zu einer waldbaulich relevanten Erhöhung des Risikos für Schaftrisse führt.

In den bisher vorliegenden Studien entstanden Stammrisssschäden an Fichte vor allem in jungen, meist 20- bis 40-jährigen Beständen (z.B. FLANDER, 1913; WERNER, 1913; DAY, 1954; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990; PERSSON, 1994b). Auch das verstärkte Auftreten der Risse auf sehr guten Standorten (FANKHAUSER, 1912; HECK, 1912; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990; PERSSON, 1994b; RAU, 2000; KLÄDTKE et al., 2004) und an den wüchsigsten Bestandesmitgliedern (CASPARI, 1990; PERSSON, 1994b; VASILIAUSKAS et al., 2001) wurde bereits in mehreren Untersuchungen gezeigt. Meist traten die Risschäden im unteren Stammbereich auf (WERNER, 1913; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990 und CHERUBINI et al., 1997). Seit den xylotomischen Untersuchungen von CASPARI (1990) und GRABNER et al. (2006) ist es gängige Hypothese, dass die Ursache der Risse im mechanischen Versagen des Holzes auf Zellebene liegt. Dies tritt infolge enormer Saugspannungen des Transpirationsstromes bei starker Trockenheit insbesondere in Jahrringen mit geringer Frühholzdichte auf. Unzureichendes Wissen gibt es heute hauptsächlich noch bezüglich des Einflusses der Provenienz auf Risschäden (ERIKSSON et al., 1975; PERSSON, 1994a; DIETRICHSON et al., 1985; PERSSON, 1994b; RAU, 2000), der Bedeutung der Risschäden für den Eintritt von Fäulepilzen (AIGNER, 1981; CASPARI, 1990; PERSSON, 1994b) sowie der Gewichtung der Einflussgrößen Standort und der waldbaulichen Behandlung der betroffenen Bestände (PERSSON, 1994b; KLÄDTKE et al., 2004; BARWISCH, 2005).

In der hier vorgestellten Fallstudie wurden daher die Auswirkungen von Standortsgüte sowie verschiedener Einzelbaumparameter, die der waldbaulichen Steuerung unterliegen, auf das Auftreten und Ausmaß von Stammrisschäden in jüngeren Fichtenbeständen untersucht. Die Untersuchungen sollten prüfen, wie hoch der Grad der Schädigung durch Stammrisse in jüngeren Fichtenbeständen war und ob eine starke Z-Baum-Förderung zu

<sup>1</sup>) Professur für Waldbau, Institut für Forstwissenschaften, Universität Freiburg, D-79085 Freiburg.

<sup>2</sup>) Zurzeit Forstreferendar; Landesforsten RLP, Unter Scherrlinden, D-56472 Nisterau.

<sup>3</sup>) Forstbetrieb Fürst zu Fürstenberg, Betriebsleitung, Josefstraße 11, D-78166 Donaueschingen.

\*) Korrespondierender Autor: MARTIN KOHLER. Tel. 0761/2033673  
E-Mail: [martin.kohler@waldbau.uni-freiburg.de](mailto:martin.kohler@waldbau.uni-freiburg.de)

einer unerwünschten Konzentration der Risssschäden auf die Zuwachsträger führte. Dazu wurden folgende Forschungsfragen gestellt:

(1) Wie hoch ist der Anteil rissgeschädigter Bäume in jüngeren Fichtenbeständen des östlichen Schwarzwaldes und der südlichen Schwäbischen Alb (Schadprozent)?

(2) Sind Z-Bäume häufiger von Rissen betroffen als andere Bestandesmitglieder?

(3) Welche Rolle spielen Einzelbaumparameter (z.B. h/d-Wert) und die Standortsgüte (Bonität) für die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Stammrissen?

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1 Untersuchungsbestände

Die Untersuchungen wurden in drei Fichtenbeständen des Forstbetriebes Fürst zu Fürstenberg entlang eines West-Ost-Gradienten durchgeführt, der sich von der Ostabdachung des südlichen Schwarzwaldes bis zu den Ausläufern der Schwäbischen Alb erstreckte. Bei den Beständen handelt es sich zum Zeitpunkt der Datenaufnahme um 41- bis 46-jährige Fichtenbestände, die sich hinsichtlich ihrer Bewirtschaftungsgeschichte unterscheiden. Die Häufigkeit der bisherigen Durchforstungseingriffe in den Beständen nimmt vom Bestand Amtenhausener Tal (> 3 Eingriffe) über den Bestand Friedenweiler (3 Eingriffe) zum Bestand Kirnbergsee (2 Eingriffe) ab. Nach dem extremen Trockenjahr 2003 bis zum Zeitpunkt der Datenaufnahme im Frühjahr 2013 fanden im Amtenhausener Tal in den Jahren 2004 und 2012, in Friedenweiler in den Jahren 2005 und 2011 und am Kirnbergsee in den Jahren 2006 und 2009 Durchforstungseingriffe statt. In Friedenweiler und Kirnbergsee wurden die Eingriffe als Z-Baum-orientierte Auslesedurchforstung geführt. Die erste Durchforstung erfolgte in Friedenweiler in den Jahren 1999/2000, im Bestand am Kirnbergsee im Jahr 2006. Im Bestand Amtenhausener Tal wurden hingegen freie Hochdurchforstungen durchgeführt. Alle drei Bestände haben eine

Waldtradition und sind entweder aus Naturverjüngung (Friedenweiler) oder Pflanzung (Kirnbergsee und Amtenhausener Tal) hervorgegangen. Zu den Provenienzen der Fichten liegen keine gesicherten Informationen vor. In den *Tabellen 1* und *2* sind die wichtigsten standorts- und ertragskundlichen Daten der Bestände aufgeführt.

### 2.2 Datenerhebungen

Die Datenerhebungen wurden von April bis Mai 2013 durchgeführt. Dazu wurde mithilfe eines geografischen Informationssystems über jeden der drei Untersuchungsbestände ein gleichmäßiges Probekreisraster gelegt. Der benötigte Stichprobenumfang und die Rasterweite wurden im Rahmen einer Pilotinventur über die Proxygröße „Bestandesgrundfläche“ (G) für jeden Bestand einzeln hergeleitet. Dabei wurde für G ein Stichprobenfehler von max. 5–10 % zu Grunde gelegt. An jedem Aufnahmepunkt wurden jeweils die acht dem Probekreismitelpunkt am nächsten gelegenen Fichten erfasst. Dieses Aufnahmedesign war damit eine Modifikation der Sechs-Baum-Stichprobe nach PRODAN (1968) (in STAUPENDAHL 2006), welche gegenüber einem Verfahren mit konstantem Probekreisradius den Vorteil hatte, dass auch bei unterschiedlicher Dichte der Bestände eine konstante Baumanzahl aufzunehmen war. Für jeden Baum wurden neben ertragskundlichen Messgrößen (BHD, Oberhöhe, Kronenprozent, h/d-Wert) das Vorliegen von Risssschäden sowie deren Anzahl, Länge, Höhe am Stamm und Zustand erhoben. Da unterschiedliche Schadbilder beobachtet werden konnten, wurde zwischen Schaftrissen mit Längen über 10 cm und den weitaus häufiger auftretenden, nur wenige Zentimeter langen, „pockenartigen“ Risssschäden unterschieden (*Abb. 1*). Im Folgenden werden die Schaftrisse mit Längen über 10 cm in Abgrenzung zu den kurzen Pockenrissen als Längsriss bezeichnet. Darüber hinaus wurde für jede Acht-Baum-Stichprobe mithilfe von Bohrkernen das exakte Baumalter bestimmt und stichprobenbezogene dGz<sub>100</sub>-Bonitierungen durchgeführt.

Tab. 1

Standortsdaten der Untersuchungsbestände.  
General information about study sites.

|                                      | Friedenweiler                                     | Kirnbergsee                                       | Amtenhausener Tal  |
|--------------------------------------|---|---|--|
| <b>Bestandesfläche (ha)</b>          | 16,7  | 20,7  | 1,7  |
| <b>Höhenlage (m)</b>                 | 960   | 790   | 780  |
| <b>Ausgangsgestein</b>               | Gneis   | Buntsandstein                                     | Weißer Jura  |
| <b>Vorherrschender Bodentyp</b>      | Braunerde   | Podsolierte Braunerde                             | Rendzina   |
| <b>Jahresniederschlag (mm)</b>       | 1.200   | 900   | 770  |
| <b>Jahresdurchschnittstemp. (°C)</b> | 5,9   | 6,7   | 7,0  |
| <b>Zonale Waldgesellschaft</b>       | montaner Tannen-Buchen-Wald, (örtlich) mit Fichte | montaner Tannen-Buchen-Wald, (örtlich) mit Fichte | montaner Buchenwald, z.T. mit Eiche, (örtlich) mit Tanne |

Tab. 2  
**Ertragskundliche Kenngrößen der Untersuchungsbestände.**  
**Forest mensurational data of study sites.**

|   | Friedenweiler | Kirbergsee | Amtenhausener Tal |
|---|---------------|------------|-------------------|
| Mittl. Höhe (m)/h <sub>200</sub> (m)                              | 18,9/23,1     | 17,9/22,6  | 22,3/24,3         |
| Mittl. BHD (cm)/d <sub>200</sub> (cm)                             | 24,0/33,0     | 20,8/29,8  | 26,0/33,0         |
| h <sub>200</sub> /d <sub>200</sub>                                | 70            | 76         | 74                |
| h/d z-Bäume   | 73            | 78         | -                 |
| Alter (J)   | 41            | 46         | 44                |
| Mittl. dGz <sub>100</sub> (Vfm ha <sup>-1</sup> J <sup>-1</sup> ) | 16            | 13         | 17                |
| Grundfläche (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )                    | 31,4          | 32,6       | 41,3              |
| Stammzahl (N ha <sup>-1</sup> )                                   | 824           | 1042       | 819               |

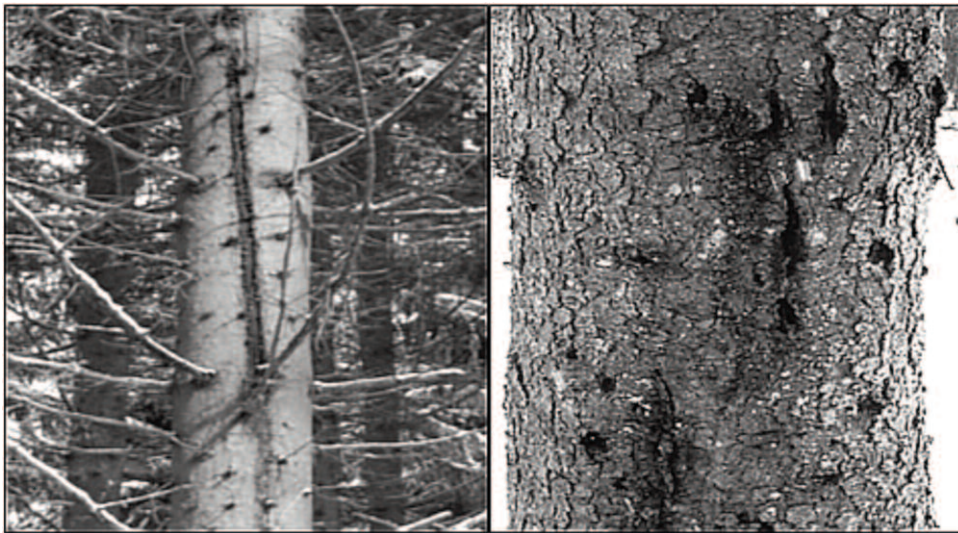


Abb. 1

Typischer, langer Schaftriss im unteren Stammdrittel (links)  
 und pockenartige, kurze Risschäden (rechts).  
 Typical longitudinal crack located in the lower third of tree bole (left)  
 and short pock-like stem damages (right).

### 2.3 Statistische Auswertungen

Die statistische Auswertung der Daten erfolgte mit der Software SPSS Statistics (IBM 2011). Neben einschlägigen Streuungsmaßen der deskriptiven Statistik (arithm. Mittelwert, Standardabweichung) wurden je nach den Ausgangsvoraussetzungen parametrische bzw. nichtparametrische Testverfahren angewandt, um Unterschiede der Zielgrößen zwischen den Beständen auf Signifikanz zu überprüfen. Darüber hinaus wurden Korrelationskoeffizienten nach Spearman berechnet, um den Zusammenhang zwischen metrischen Einzelbaumvariablen und dem Schadausmaß (Risslänge) zu überprüfen. Einzelbaumvariablen, für die eine Korrelation

mit dem Schadausmaß nachgewiesen werden konnte, wurden anschließend als Prädiktorvariable in generalisierten linearen Modellen getestet. Mithilfe von binomial-logistischen Regressionsmodellen (auch Logit-Modelle genannt) wurde der Einfluss von (waldbaulichen) Einzelbaumvariablen auf die dichotome Zielvariable „Risschaden ja/nein“ überprüft. Dabei wurden für die verschiedenen Risstypen (Pockenrisse, Längsrisse) jeweils eigene Modelle erstellt. Der ursprüngliche Ansatz, ein Gesamtmodell für alle länglichen Risse ab 10 cm zu etablieren, war nicht erfolgreich. Daher wurden getrennte Modelle berechnet, klassifiziert nach den Risslängen 10–50 cm und > 50 cm. Der Grenzwert 50 cm wurde



gewählt, da bereits in früheren Untersuchungen beobachtet wurde (z.B. CASPARI et al., 1990; KLÄDTKE et al., 2004), dass typische, linksdrehende Längsrisse ganz überwiegend ab Längen von ca. 0,5 m auftreten. Schrittweise wurden alle verfügbaren metrischen Einzelbaumvariablen sowie der kategoriale Einflussfaktor „Bestand“ bei der Modellparametrisierung berücksichtigt. Nicht signifikante Variablen wurden wieder aus dem Modell entfernt, wenn daraus einfachere Modelle mit vergleichbaren oder günstigeren Prüfwerten (Log-Likelihood, Pseudo-R-Quadrate nach Nagelkerk bzw. Cox & Snell) resultierten. Die Modellgüte der finalen Logit-Modelle wurden abschließend mit dem Hosmer-Lemeshow-Anpassungstest überprüft, bei dem der Gesamtdatensatz aufgeteilt wird und gruppenweise tatsächlich beobachtete und nach dem Logit-Modell erwartete Ausprägungen der dichotomen Zielvariable gegenübergestellt werden (HOSMER und LEMESHOW, 2000). Da bei diesem Test der Erhalt der Nullhypothese überprüft wird (kein Unterschied der Gruppen) ist der Signifikanzwert invers zu den sonst üblichen Teststatistiken zu interpretieren, d.h. die Modellgüte steigt mit zunehmendem P-Wert.

Über die Gleichungen

$$(1) \text{logit} = \text{const} + b_i \cdot x_i + b_j \cdot x_j \dots \text{ usw.}$$

$$(2) p \text{ Riss} = e^{\text{logit}} / 1 + e^{\text{logit}}$$

const = konstanter Term des Regressionsmodells

$b_{i,j}$  = Regressionskoeffizient Prädiktorvariable i bzw. j

$x_{i,j}$  = Wert der Prädiktorvariable i bzw. j

wurden die Ergebnisse der Logit-Modelle veranschaulicht, indem Zuordnungswahrscheinlichkeiten für die Rissbildung ( $p$  Riss) in Abhängigkeit signifikanter Prädiktorvariablen berechnet wurden. Für die Interpretation des Outputs der Logit-Modelle wurden die so genannten Odd-Werte ( $\text{Exp}(b_i)$ ) der jeweiligen Prädiktorvariablen verwendet. Aus dem Odd-Wert kann auf die Richtung und die Stärke des Zusammenhangs geschlossen werden. Odd-Werte  $> 1$  weisen auf einen positiven, Odd-Werte  $< 1$  auf einen negativen Zusammenhang hin. Je weiter ein Odd-Wert von 1 entfernt desto stärker ist der Zusammenhang von Prädiktor und Zielvariablen.

Für alle statistischen Analysen wurde ein Signifikanzniveau von 5 % angesetzt.

### 3. ERGEBNISSE

#### 3.1 Anteile rissgeschädigter Bäume (Schadprozent)

In den untersuchten Beständen lag das Schadprozent der Bäume mit Stammrissen zwischen 56 und 66 % (Tab. 3). Dabei dominierte das Schadbild der Pockenrisse, das an 35–46 % der aufgenommenen Fichten beobachtet wurde. Auch typische Längsrisse wurden in allen drei Beständen festgestellt. Der Anteil durch Längsrisse geschädigter Fichten lag zwischen 18 und 23 % (Abb. 2). In den Beständen Friedenweiler und Kirnbergsee waren rund die Hälfte, im Amtenhausener Tal rund ein Drittel der durch Längsrisse geschädigten Fichten von sehr langen Rissen ( $> 50$  cm Länge) betroffen (Abb. 2).

Die durchschnittliche Rissanzahl an den betroffenen Bäumen lag zwischen 4 Rissen (Amtenhausener Tal) und 6 Rissen (Friedenweiler) je Baum. Der Baum mit der jeweils größten kumulierten Risslänge wies in Friedenweiler eine Risslängensumme von 7,4 m, am Kirnbergsee von 2,7 m und im Amtenhausener Tal von 4,0 m auf. Die Länge des längsten Einzelrisses lag zwischen 1,9 und 3,0 m.

An über 90 % der geschädigten Bäume traten die Risse im unteren Stammdrittel auf (Friedenweiler: 87,5%; Kirnbergsee: 95,5%; Amtenhausener Tal: 100 %). Weitere Risschäden traten im mittleren Stammdrittel auf, im oberen Stammdrittel wurden keine Risse beobachtet.

#### 3.2 Sind Z-Bäume stärker von Risschäden betroffen?

Die gesonderte Betrachtung der Schadprozente für unterschiedliche Baumkollektive zeigte weder im Bestand Friedenweiler noch im Bestand Kirnbergsee signifikante Unterschiede im Auftreten von Längsrisschäden zwischen Z-Bäumen und Nicht-Z-Bäumen. Bei ganzheitlicher Betrachtung aller Rissarten (einschließlich der Pockenrisse) waren Z-Bäume im Bestand Kirnbergsee weniger oft durch Risse geschädigt als das restliche Baumkollektiv. In Friedenweiler zeigte sich bei Einbeziehung der Pockenrisse kein signifikanter Unterschied im Schadprozent zwischen Z-Bäumen und Nicht-Z-Bäumen (Abb. 3).

Im Bestand Amtenhausener Tal wurden im Rahmen der vorangegangenen Durchforstungen keine Z-Bäume

Tab. 3

**Schadprozent = Anteil rissgeschädigter Bäume (Mittelwert aller Probekreise; alle Risstypen) für die drei Untersuchungsbestände (SD = Standardabweichung, SE = Standardfehler).**  
**Percentage of trees with stem cracks (average of all plots; all types of cracks) at the three study sites (SD = standard deviation, SE = standard error).**

|                                    | Friedenweiler | Kirnbergsee | Amtenhausener Tal |
|------------------------------------|---------------|-------------|-------------------|
| <b>Schadprozent</b>                | 66 %          | 56 %        | 59 %              |
| <b>SD</b>                          | ±19,6         | ±23,2       | ±14,8             |
| <b>Min - Max</b>                   | 0,0-100,0     | 12,5-87,5   | 37,5-87,5         |
| <b>SE %</b>                        | 4,24          | 7,02        | 5,26              |
| <b>Anzahl „8-Baum-Stichproben“</b> | 49            | 35          | 23                |

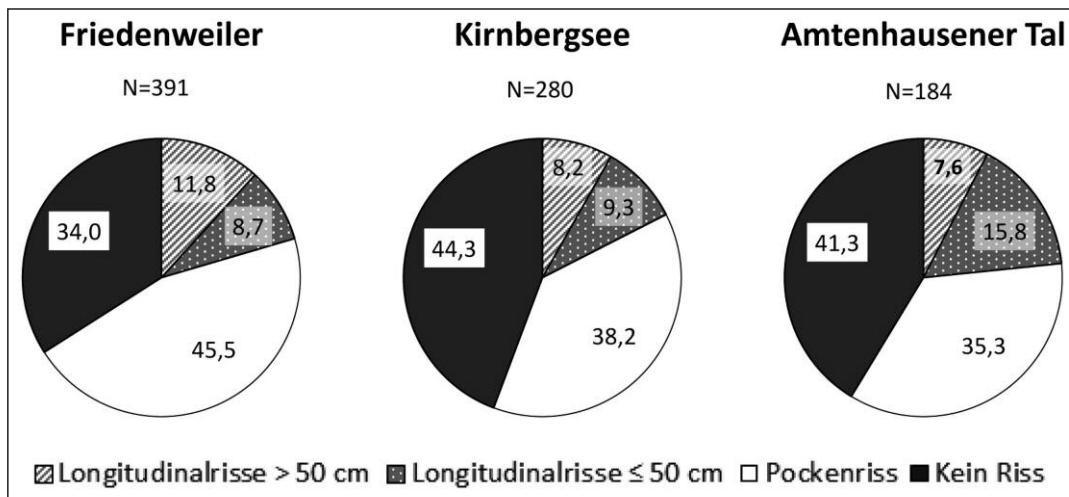


Abb. 2

Prozentuale Anteile durch Risse geschädigter Fichten getrennt nach Risstypen.  
Percentage of Norway spruce trees showing different types of stem cracks.

ausgewählt. Ein Vergleich von Z-Bäumen und Restbaumkollektiv war dort daher nicht möglich.

### 3.3 Einflussgrößen der Rissbildung

Der Einfluss von Einzelbaumvariablen und des Bestands auf die dichotome Zielvariable „Risschaden ja/nein“ wurde mithilfe der binomial-logistischen Regressionsmodelle überprüft. Die Ergebnisse dazu sind in Tab. 4 zusammengestellt.

Für den Risstyp „Pockenrisse“ lieferte das Modell 2 die beste Kombination der Prüfwerte für Modellparametrisierung (geringer Wert in der Log-Likelihood) und Modellgüte (hoher Signifikanzwert des Hosmer-L.-Tests). Dies bedeutet, dass für das Vorkommen des Schadphänomens Pockenrisse weder ein statistisch abzusichernder Zusammenhang mit Einzelbaumvariablen noch mit dem Bestand gezeigt werden konnte. Allenfalls der auf der Ebene des Aufnahmeplots erfasste

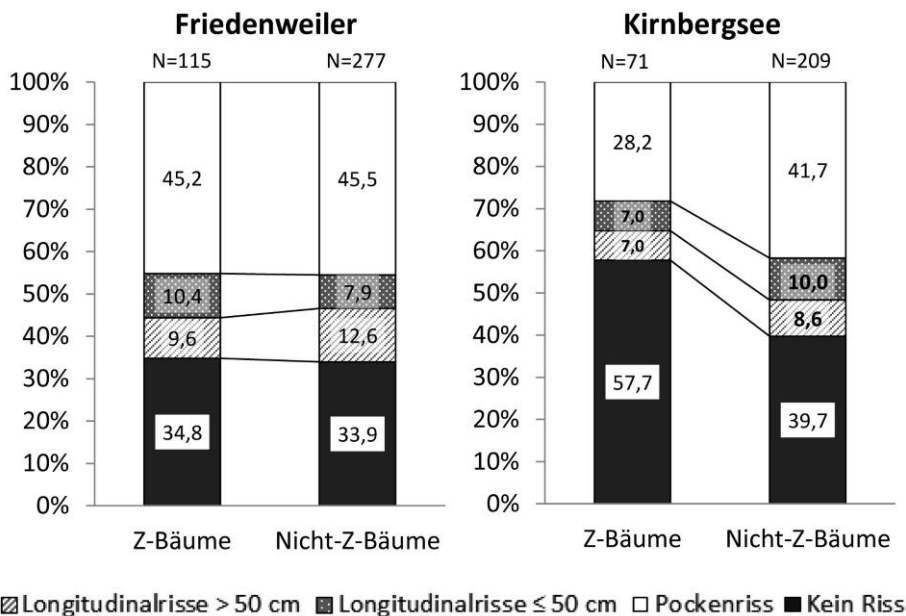


Abb. 3

Prozentuale Anteile unterschiedlicher Risstypen im Vergleich von Z-Bäumen und Nicht-Z-Bäumen für die Bestände Friedenweiler und Kirnbergsee.  
Percentages of different crack types in stems of future crop trees compared to other trees at the two study sites Friedenweiler and Kirnbergsee.

dGZ<sub>100</sub> wies in der Tendenz (Sign.-Wert = 0,10) einen positiven Einfluss (Odd-Wert: 1,13) auf die Wahrscheinlichkeit der Ausbildung von Pockenrissen auf. Der wald-

baulich steuerbare h/d-Wert zeigte dagegen im Modell keinen Erklärungswert für das Auftreten von Pockenrissen (Sign.-Wert = 0,82).

Tab. 4

**Statistische Kennwerte der Logit-Modelle zur Vorhersage der binären Variable „Riss ja/nein“ (Referenz für die kategoriale Variable „Bestand“ = Kirnbergsee).**  
**Output parameters of logistic regression models to predict the binary variable “stem crack yes/no” (Kirnbergsee was set as reference for the categorical variable “Bestand”).**

| <b>Pockenrisse</b>           |                          |                   |                    |                         |                                   |
|------------------------------|--------------------------|-------------------|--------------------|-------------------------|-----------------------------------|
|                              | <b>Prädiktor</b>         | <b>Sign.-Wert</b> | <b>Odd(Exp(b))</b> | <b>-2Log Likelihood</b> | <b>Sign.-Wert Hoshmer-L.-Test</b> |
| <b>Modell 1</b>              | Bestand                  | 0,01              | -                  | 1171,81                 | 0,34                              |
|                              | -Amtenh.                 | 0,30              | 0,817              |                         |                                   |
|                              | -Friedenw.               | 0,04              | 1,382              |                         |                                   |
|                              | H/D-Wert                 | 0,60              | 1,223              |                         |                                   |
| <b>Modell 2</b>              | Bestand                  | 0,18              | -                  | 431,43                  | 0,81                              |
|                              | H/D-Wert                 | 0,82              | 1,248              |                         |                                   |
|                              | dGZ <sub>100</sub>       | 0,10              | 1,112              |                         |                                   |
| <b>Modell 3</b>              | Bestand                  | 0,26              | -                  | 430,82                  | 0,18                              |
|                              | H/D-Wert                 | 0,78              | 0,716              |                         |                                   |
|                              | dGZ <sub>100</sub>       | 0,07              | 1,126              |                         |                                   |
|                              | Soz. Klasse              | 0,44              | 1,288              |                         |                                   |
| <b>Längsrisse bis 50 cm</b>  |                          |                   |                    |                         |                                   |
|                              | <b>Prädiktoren</b>       | <b>Sign.-Wert</b> | <b>Odd(Exp(b))</b> | <b>-2Log Likelihood</b> | <b>Sign.-Wert Hoshmer-L.-Test</b> |
| <b>Modell 1</b>              | Bestand                  | 0,12              | -                  | 882,6                   | 0,57                              |
|                              | H/D-Wert                 | 0,14              | 0,495              |                         |                                   |
| <b>Modell 2</b>              | <b>Bestand</b>           | <b>0,02</b>       | -                  | 347,3                   | 0,95                              |
|                              | -Amtenh.                 | 0,24              | 1,660              |                         |                                   |
|                              | -Friedenw.               | 0,13              | 0,596              |                         |                                   |
|                              | H/D-Wert                 | 0,12              | 0,166              |                         |                                   |
|                              | dGZ <sub>100</sub>       | 0,83              | 0,984              |                         |                                   |
| <b>Modell 3</b>              | <b>Bestand</b>           | <b>0,03</b>       | -                  | 347,3                   | 0,94                              |
|                              | -Amtenh.                 | 0,23              | 1,681              |                         |                                   |
|                              | -Friedenw.               | 0,18              | 0,614              |                         |                                   |
|                              | H/D-Wert                 | 0,27              | 0,204              |                         |                                   |
|                              | dGZ <sub>100</sub>       | 0,79              | 0,980              |                         |                                   |
|                              | Soz. Klasse              | 0,81              | 0,917              |                         |                                   |
| <b>Längsrisse über 50 cm</b> |                          |                   |                    |                         |                                   |
|                              | <b>Prädiktoren</b>       | <b>Sign.-Wert</b> | <b>Odd(Exp(b))</b> | <b>-2Log Likelihood</b> | <b>Sign.-Wert Hoshmer-L.-Test</b> |
| <b>Modell 1</b>              | Bestand                  | 0,64              | -                  | 67,5                    | 0,99                              |
|                              | <b>H/D-Wert</b>          | <b>0,04</b>       | <0,001             |                         |                                   |
|                              | <b>dGZ<sub>100</sub></b> | <b>0,02</b>       | 1,757              |                         |                                   |
| <b>Modell 2</b>              | Bestand                  | 0,53              | -                  | 66,7                    | 0,99                              |
|                              | <b>H/D-Wert</b>          | <b>0,03</b>       | <0,001             |                         |                                   |
|                              | <b>dGZ<sub>100</sub></b> | <b>0,02</b>       | 1,872              |                         |                                   |
|                              | Soz. Klasse              | 0,37              | 2,463              |                         |                                   |
| <b>Modell 3</b>              | <b>H/D-Wert</b>          | <b>0,01</b>       | <0,001             | 72,3                    | 0,99                              |
|                              | dGZ <sub>100</sub>       | 0,06              | 1,526              |                         |                                   |

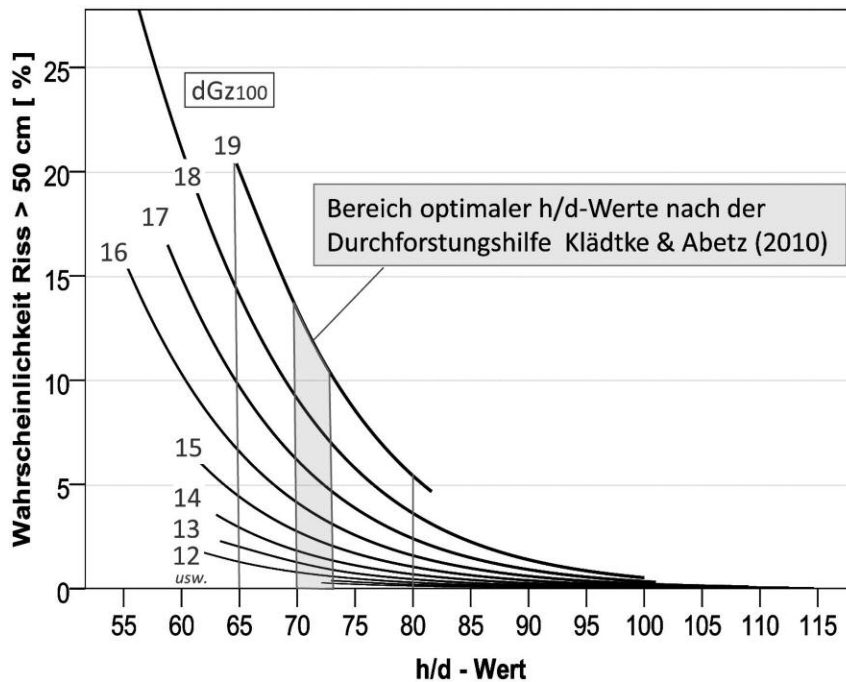


Abb. 4

Aus den Logit-Modellen berechnete Riss-Wahrscheinlichkeiten für den Risstyp „Längsriss > 50 cm“ in Abhängigkeit der Einzelbaumvariable h/d-Wert und des Plot-bezogenen  $dGz_{100}$  (Modelle sind nur für h/d-Bereich mit eigenen Beobachtungen dargestellt).

Probabilities for stem cracks > 50 cm length calculated by logit models using single tree variable h/d ratio and plot related  $MAI_{100}$  (100 year mean annual increment) as predictors.

Auch für den Risstyp „Längsriss bis 50 cm“ konnte für keine der untersuchten Einzelbaumvariablen ein signifikanter Einfluss auf das Auftreten von Risschäden gefunden werden (Tab. 3, Mitte, Modell 2). In der Tendenz wies der h/d-Wert auf einen negativen Zusammenhang mit dem Auftreten von Längsrissen bis 50 cm hin (Odd-Wert: 0,17). Statistisch nachweisbar war dagegen ein Unterschied zwischen den Beständen. So war im Bestand Amtenhauser Tal die Wahrscheinlichkeit für Längsriss bis 50 cm signifikant höher (Odd-Wert: 1,67) als in Friedenweiler (Odd-Wert: 0,60). Dagegen war im Bestand am Kirnbergsee das Risiko für diesen Risstyp nicht höher als in den beiden Vergleichsbeständen.

Für den Risstyp „Längsriss über 50 cm“ zeigten alle Modelle vergleichbare Prüfwerte, sowohl für die Modellparametrisierung als auch die Modellgüte. Im Unterschied zu den bereits behandelten Risstypen konnte hier aber ein deutlicher Einfluss von Einzelbaumvariablen auf die Risswahrscheinlichkeit statistisch nachgewiesen werden. Dabei war in allen drei Modellen der Erklärungswert des h/d-Wertes am höchsten. Bei allen Modellen lagen die Odd-Werte für den h/d-Wert nahezu bei null, was auf einen sehr starken, negativen Zusammenhang zwischen h/d-Wert und dem Auftreten der Längsriss über 50 cm hinweist. Dies bedeutet, dass

mit abnehmendem h/d-Wert das Risiko für Längsriss über 50 cm signifikant zunimmt. Darüber hinaus wurde auch ein signifikant positiver Einfluss des  $dGz_{100}$  auf die Wahrscheinlichkeit der Ausbildung von Längsrissen über 50 cm gefunden (Modelle 1 und 2). Unterschiede zwischen den Beständen konnten für diesen Risstyp dagegen nicht gefunden werden.

In Abb. 4 sind für den Risstyp „Längsriss über 50 cm“ die aus den Logit-Modellen berechneten Riss-Wahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit der Variablen h/d-Wert und  $dGz_{100}$  dargestellt. Danach ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Längsrissen über 50 cm für Bonitäten unter  $dGz_{12}$  im gesamten h/d-Wertebereich, für den Beobachtungen vorlagen, vernachlässigbar gering. Mit weiter steigender Bonität nimmt das Risiko für Längsriss über 50 cm allerdings zu und der Einfluss des h/d-Wertes auf die Risswahrscheinlichkeit steigt exponentiell an. Liegen bei einem h/d-Wert von 80 die Risswahrscheinlichkeiten je nach Bonität noch zwischen 0,5 und 5%, reichen diese bei einem h/d-Wert von 65 von 2% bei  $dGz_{12}$  bis 20% bei  $dGz_{19}$ . Dies bedeutet, dass bei Bonitäten über  $dGz_{15}$  die Wahrscheinlichkeit für einen Längsriss über 50 cm innerhalb des h/d-Wertebereichs zwischen 80 und 65 um das Drei- bis Vierfache ansteigt.



## 4. DISKUSSION

### 4.1 Schadprozent und Schadbild auf Bestandesebene

Die in den drei untersuchten Fichtenbeständen erhobenen Gesamtschadprozente (alle Risstypen) waren mit 56 bis 66% bemerkenswert hoch. In allen untersuchten Beständen machten dabei die Pockenrisse mit 35 bis 45% den Großteil der Risssschäden aus. Dieser Risstyp wurde in früheren Untersuchungen bereits als ein eigenständiges Schadphänomen von den typischen Längsrissen abgegrenzt, da Pockenrisse in der Regel bisher weder mit Trockenjahren noch mit einer tieferen Schädigung des Holzes in Verbindung gebracht wurden (LIAUSKAS et al., 2001; Klädtke et al., 2004). Inwieweit für die Pockenrisse der hier untersuchten Bestände tiefere Holzschäden ebenfalls ausgeschlossen werden können, wurde nicht überprüft, da holzanatomische Analysen nicht Gegenstand der vorliegenden Studie waren. Die Ergebnisse der statistischen Analysen (siehe Kap. 4.2) bestätigten jedenfalls die Annahme, dass es sich bei den Pockenrisen vermutlich um ein eigenständiges Rissphänomen mit anderen Schadursachen handelt.

Das Schadprozent für Längsrisssschäden lag mit ca. 18 bis 23% innerhalb der in anderen Studien an Fichten beobachteten Größenordnungen (z.B. OLEXIK, 2012: 19 bis 35%, CASPARI, 1990: 18%, PERSSON, 1994b: 17%, RAU, 2000: 9%). Auf Durchforstungsversuchsflächen der FVA Baden-Württemberg auf sehr wüchsigen, aber teilweise zur Austrocknung neigenden Standorten waren dagegen nach dem extremen Trockenjahr 2003 im Mittel nur 2% aller Fichten von einem oder mehreren Längsrissen betroffen (KLÄDTKE et al., 2004).

Der Anteil der durch Längsrisse geschädigten Bäume nahm vom Bestand Kirnbergsee (18%) über Friedenweiler (21%) zum Amtenhausener Tal (23%) zu und spiegelte damit in der Tendenz den Gradienten in der Wüchsigkeit der Bestände wider. Dabei ist zu beachten, dass im Bestand Amtenhausener Tal in der Vergangenheit auf eine Z-Baumauswahl zugunsten freier Auslese durchforstungen verzichtet, um dadurch größtmögliche Flexibilität für den gezielten Aushieb von Fichten mit Risssschäden zu bewahren. Bei vergleichbarer waldbaulicher Behandlung wie an den Standorten Friedenweiler und Kirnbergsee wäre der „Standorteffekt“ im Bestand Amtenhausener Tal vermutlich deutlicher ausgefallen. Die Wuchskraft des Standortes wurde bereits in früheren Untersuchungen als wichtiger Einflussfaktor für das Auftreten der Längsrisse erwähnt (HECK, 1912; FANKHAUSER, 1912; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990; PERSSON, 1994b; RAU, 2000; KLÄDTKE et al., 2004; ELEXIK, 2012). Keiner dieser Untersuchungen lag allerdings ein experimentelles Design zugrunde, das eine systematische Untersuchung des Einflussfaktors Standortsgüte ermöglicht hätte.

Das stark konzentrierte Auftreten der Risssschäden im unteren Stammdrittel wurde bereits in der Vergangenheit beschrieben (WERNER, 1913; AIGNER, 1981; CASPARI, 1990; CHERUBINI et al., 1997) und konnte im Rahmen dieser Untersuchung bestätigt werden. Auch deckten sich die beobachteten Längen der typischen Längsrisse mit den Beobachtungen anderer Studien (HECK, 1912:

1–2 m, teils bis 3 m; HUNGERFORD, 1973: bis 5 m; APPEL, 1980: 0,5–1 m, max. 2,5 m; RAU, 2000: durchschnittlich 80 cm, max. 5 m). Längsrisssschäden an Fichten scheinen somit unabhängig von der Region sehr ähnlich ausgeprägt zu sein.

### 4.2 Welche Rolle spielen Einzelbaumvariablen?

Auf Bestandesebene wurde der Standort bereits als möglicher Einflussfaktor für die Stammrissbildung diskutiert. Der Erklärungswert dieser Variable wird aber in vielen Fällen dadurch beschränkt, dass auf Bestandesebene nicht nur der (Groß-)Standort, sondern auch Unterschiede in der bisherigen waldbaulichen Behandlung, im Bestandesalter und möglicherweise auch in der Provenienz der Fichten (z. B. ERIKSSON et al., 1975; PERSSON, 1994a; RAU, 2000) das Auftreten von Risssschäden beeinflussen können. Aus diesem Grund wurden in der vorliegenden Arbeit bei der statistischen Modellbildung neben dem Faktor „Bestand“ auch Variablen berücksichtigt, die eine eindeutige Zuordnung des Einflusses der bisherigen waldbaulichen Behandlung und des Standortes auf die Ausbildung von Risssschäden auf der Ebene des Einzelbaums- (h/d-Wert) bzw. des Aufnahmeplots ( $dGz_{100}$ ) ermöglichen.

Die statistischen Modelle zeigten sehr eindrücklich, dass es sich bei den Pockenrisen wohl um ein Rissphänomen mit anderen Ursachen handelt, das nicht nur unabhängig von Trockenjahren (VASILLAUSKAS et al., 2001; KLÄDTKE et al., 2004) sondern auch unabhängig vom h/d-Wert und der Standortsbonität vorkommt. Auch für das Auftreten der kürzeren Längsrisse bis 50 cm konnte weder mit dem  $dGz_{100}$  noch mit dem h/d-Wert ein signifikanter statistischer Zusammenhang gefunden werden. Weniger eindeutig gestaltete sich für diesen Risstyp die Interpretation des signifikanten Unterschieds zwischen den Beständen. Vermutlich ist die höhere Wahrscheinlichkeit für kürzere Längsrisse im Bestand Amtenhausener Tal im Vergleich zum Bestand Friedenweiler auf die oben bereits erläuterten Unterschiede in der bisherigen Bestandesbehandlung zurückzuführen. Ein gezielter Aushieb stark rissgeschädigter Fichten hat zwar bereits in allen Beständen stattgefunden, der Verzicht auf die Z-Baumauswahl im Amtenhausener Tal hat aber möglicherweise dort zu einer stärkeren Reduktion von Fichten mit längeren Rissen geführt.

Ganz im Gegensatz zu den Befunden für die kürzeren Risse standen die Ergebnisse für die typischen Längsrisse mit über 50 cm Länge. Hier gab es einen klaren positiven Einfluss von abnehmendem h/d-Wert und zunehmendem  $dGz_{100}$  auf die Risswahrscheinlichkeit, wobei der Einfluss des h/d-Wertes deutlich stärker war als derjenige des  $dGz_{100}$ . Auf der Ebene des Einzelbaumes konnten damit unabhängig vom Faktor „Bestand“ zwei „durchschlagende“ Einflussgrößen für das Auftreten von Längsrissen über 50 cm identifiziert werden, obwohl die einzelnen Bestände sich hinsichtlich ihrer bisherigen Behandlung, der mittleren Standortsbonität (siehe Tab. 2) und möglicherweise auch der Provenienz unterschieden.

Bereits in früheren Untersuchungen wurden das Durchforstungsregime oder der Pflanzverband in Ver-



bindung mit dem Standort als die wesentlichen Einflussgrößen der Längsrissbildung an Fichten diskutiert. Allerdings kamen die Autoren dieser Studien zu dem Schluss, dass der Standort und die Witterung einen größeren Einfluss auf die Rissbildung haben als die waldbauliche Behandlung (KLÄDTKE et al., 2004; CASPARI und SACHSSE, 1990; OLIXEK, 2012).

In diesem Zusammenhang erscheint auch interessant, dass die von SEIFERT et al. (2008) im Holz von Fichten untersuchten Harzgallen ebenfalls bei den wüchsigsten Fichten und vor allem in Trockenjahren auftraten. Grundsätzlich könnte es sich bei den Harzgallen um eine Vorstufe der radial verlaufenden Schaftrisse handeln. Möglich wäre aber auch, dass es sich hierbei um zwei unterschiedliche Phänomene handelt, die ähnlichen Einflussfaktoren folgen. Für letzteres spricht vor allem, dass in den Studien von SEIFERT et al. (2008) die Anzahl der Harzgallen mit zunehmender Stammhöhe sehr stark zunahm, die Schaftrisse dagegen sich in allen bisher vorliegenden Studien stets auf die untersten Stammabschnitte der Fichten konzentrierten.

#### 4.3 Modellerte Risswahrscheinlichkeiten

Die aus den Logit-Modellen berechneten Risswahrscheinlichkeiten dienen zur Veranschaulichung der Entwicklung des Rissrisikos im Zusammenspiel von h/d-Wert und Standortbonität auf der Ebene des Einzelbaumes bzw. des Aufnahmeplots. Dabei ist zu beachten, dass die in Abb. 4 dargestellten Modelle nur für Bestände mit vergleichbarer Ausgangssituation wie in den Untersuchungsbeständen Gültigkeit haben. Das entscheidende Kriterium dabei ist die Zufälligkeit, ob und wie viele extreme Trockenheitsereignisse auf rissgefährdeten Standorten mit der besonders sensiblen Altersphase der Fichtenstände (meist 15- bis 40-jährige Bestände) zusammenfallen. Für die hier untersuchten Bestände wurde durch die zuständigen Revierleiter bestätigt, dass die Risssschäden hauptsächlich auf das Trockenjahr 2003 zurückzuführen sind. Die modellierten Risswahrscheinlichkeiten basieren damit nur auf einem einzigen, aber einem sehr intensiven Trockenstressereignis. Bei einer höheren Anzahl von intensiven Trockenjahren innerhalb dieser sensiblen Altersphase ist in der Summe von höheren Risswahrscheinlichkeiten auszugehen als hier im Modell berechnet. Das Schadprozent wird dabei vermutlich aber nicht proportional zur Anzahl der Trockenheitsereignisse steigen, da ein Teil der Bäume auch wiederholt von Rissen betroffen sein wird. Ein weiterer Grund dafür, dass die hier modellierten Risswahrscheinlichkeiten als konservative Einschätzungen des Rissrisikos zu betrachten sind, ist die waldbauliche Behandlung der untersuchten Bestände nach dem Trockenjahr 2003. Besonders in Friedenweiler und im Amtenhausener Tal wurde das Schadprozent durch den Aushieb von stark rissgeschädigten Bäumen reduziert. Die im Modell berechneten Risswahrscheinlichkeiten unterschätzen damit das tatsächliche Rissrisiko insbesondere für die besseren Standortbonitäten.

Trotz der oben genannten Einschränkungen können anhand der Modelle einige grundsätzliche waldbauliche Folgerungen abgeleitet werden. Die Modelle zeigen, dass

das Risiko für Fichten mit Bonitäten von  $dGz < 15$  mit Risswahrscheinlichkeiten  $< 5\%$  vergleichsweise gering ausfällt. Entsprechend dazu ist bei diesen Bonitäten der Spielraum bzw. die Notwendigkeit, das Rissrisiko über den h/d-Wert zu steuern, nur sehr gering. Mit weiter steigender Bonität nimmt das Risiko für Längsrisse allerdings erheblich zu und die Einflussstärke des h/d-Wertes steigt exponentiell an. So nimmt bei Bonitäten über  $dGz15$  die Wahrscheinlichkeit für einen Längsriss über 50 cm innerhalb des waldbaulich anzustrebenden h/d-Werte-Bereichs zwischen 80 und 65 um das Drei- bis Vierfache zu. Dies bedeutet, dass bei diesen Bonitäten durch eine entsprechende waldbauliche Behandlung das Rissrisiko in einem gewissen Rahmen gesteuert werden kann. Eine starke Standraumerweiterung durch Begründung im Weitverband oder sehr starke Eingriffe in der Jungbestandspflege und Durchforstung bedeuten auch eine entsprechend deutliche Erhöhung der Risswahrscheinlichkeit. Die Vorgaben aktueller Behandlungsmodelle stellen in diesem Zusammenhang bereits einen gewissen Kompromiss dar. Betrachtet man z. B. in Abb. 4 die Risswahrscheinlichkeiten für den Bereich der optimalen h/d-Werte nach der Durchforstungshilfe von KLÄDTKE und ABETZ (2010), so wird deutlich, dass bei anzustrebenden h/d-Werten zwischen 70 und 73 selbst bei den besten Bonitäten ( $dGz > 15$ ) das Rissrisiko mit ca. 4 bis 14% bereits deutlich tiefer liegt als bei einem h/d-Wert von 65 mit Risswahrscheinlichkeiten von 7 bis über 20%. Eine weitere und deutliche Reduzierung des Rissrisikos für alle Standortbonitäten auf 5% und darunter wäre nach dem in Abb. 4 dargestellten Modell bei einem h/d-Wert von 80 möglich. Ein h/d-Wert von 80 wird in der Literatur als Grenzwert genannt, bis zu welchem der Einzelbaum noch als hinreichend „stabil“ bezeichnet werden kann (PRETZSCH, 2009). Nach RÖHRIG et al. (2006) lässt sich über den h/d-Wert vor allem die Stabilität gegenüber Schneebruch steuern. In den Untersuchungen von ROTTMANN (1985) kamen Schneebruchschäden in Nadelholzbeständen bei h/d-Werten  $< 70$  nur sehr selten vor, während diese bei h/d-Werten  $> 90$  eklatant anstiegen. Demnach ist bereits bei einem h/d-Wert von 80 von einem erhöhten Schneebruchrisiko auszugehen. Dies bedeutet, dass eine Verringerung des Längsrissrisikos über höhere h/d-Werte als in den aktuellen Behandlungsmodellen vorgeschlagen, mit einem erhöhten Schneebruchrisiko „erkauft“ werden müsste. Letztendlich ist hier ein Abwägungsprozess notwendig, der für jeden Bestand je nach standortsbezogener Nassschneegefahr erfolgen muss.

#### 4.4. Z-Bäume häufiger von Risssschäden betroffen?

Von zentraler Bedeutung für die Bewirtschaftung von rissgefährdeten Fichtenbeständen ist die Frage, inwieweit die Ausweisung von Z-Bäumen in rissgefährdeten Beständen sinnvoll ist. In der vorliegenden Studie wurde nur in den Beständen Friedenweiler und Kirnbergsee eine Z-Baumauswahl durchgeführt. In beiden Beständen war das Schadprozent im Z-Baumkollektiv nicht signifikant höher als im restlichen Baumkollektiv. Im Gegensatz dazu beobachteten KLÄDTKE et al. (2004) direkt nach dem Trockenjahr 2003 auf Fichtenversuchsflächen bei Z-Bäumen ein höheres Schadprozent (4%) als im

restlichen Baumkollektiv (2%). Da der h/d-Wert im statistischen Modell als signifikanter Einflussfaktor für die Ausbildung von Längsrissen identifiziert wurde, waren auch bei den hier untersuchten Beständen höhere Schadprozentanteile bei den Z-Bäumen als im Restbestand zu erwarten. Diese Erwartung traf nicht ein, weil die (endgültige) Z-Baumauswahl in beiden Beständen erst nach dem Trockenjahr 2003 stattfand und dabei die vorliegenden Risschäden bei der Auswahl der Z-Bäume und des ausscheidenden Bestands entsprechend berücksichtigt wurden. Dies zeigt sich auch darin, dass zum Zeitpunkt der Datenaufnahme die h/d-Werte des Z-Baumkollektivs in beiden Beständen (Friedenweiler h/d=73, Kirnbergsee h/d=78) deutlich höher lagen als die entsprechenden h/d-Werte der 200 stärksten Fichten (Tab. 2).

Eine grundsätzliche Empfehlung zur Frage, ob eine Z-Baumauswahl in rissgefährdeten Fichtenbeständen sinnvoll ist, lässt sich aus den Ergebnissen dieser Untersuchung nicht ableiten. Die „korrigierenden“ Eingriffe nach dem Trockenheitsereignis haben dazu geführt, dass bei den Z-Bäumen die wirtschaftlich besonders relevanten Längsrisse > 50 cm im Aufnahmejahr 2013 nicht häufiger vorkamen als im Restbestand. Betrachtet man allein das Schadprozent, das für diesen Risstyp in den beiden Beständen zwischen 7 und 10% lag, erscheint die Anwendung eines Z-Baum-orientierten Durchforstungsmodells waldbaulich vertretbar zu sein. Allerdings war dieses Schadprozent nur dadurch zu erreichen, indem bei der Z-Baumauswahl teilweise das Kriterium „Qualität (kein oder nur geringer Risschaden)“ über das Kriterium „Vitalität“ gestellt wurde, was zu einer Verlängerung des Produktionszeitraumes und damit auch einer Erhöhung der sonstigen, für Fichtenbestände typischen Produktionsrisiken führt.

#### 4.5 Schlussfolgerungen

Das experimentelle Design der vorliegenden Studie erlaubte erstmalig eine statistisch fundierte Analyse des Einflusses der Einzelbaumvariable h/d-Wert und des plotbezogenen  $dGz_{100}$  auf die Ausbildung von typischen Schaftrissen in drei unterschiedlich durchforsteten Fichtenbeständen. Beide Variablen zeigten einen hohen Erklärungswert für das Auftreten von Längsrissen > 50 cm. Im Gegensatz zu den Ergebnissen bisheriger Untersuchungen konnte dabei beobachtet werden, dass mit zunehmender Standortbonität der Einfluss des h/d-Wertes auf die Risswahrscheinlichkeit exponentiell ansteigt. Dies bedeutet, dass in einem gewissen Rahmen das Rissrisiko waldbaulich gesteuert werden kann. In rissgefährdeten Beständen sollten Eingriffe in ihrer Stärke daher so gewählt werden, dass die h/d-Werte der Wertträger nicht unter 70 fallen. Eine Erhöhung des h/d-Verhältnisses bis zum kritischen Wert von 80 würde das Risiko für typische Schaftrisse auf wuchsstarken Standorten zwar erheblich reduzieren, kann aber nicht grundsätzlich empfohlen werden, da der damit verbundene Verlust an Einzelbaumstabilität vor allem zu einem erhöhten Schneebruchrisiko führen würde. Der nach aktuellen Durchforstungshilfen anzustrebende Bereich optimaler h/d-Werte zwischen 70 und 75 (z.B. KLÄDTKE und ABETZ, 2010; SCHRÖPFER et al., 2009) stellt

demnach auch eine geeignete Vorgabe dar, um eine Risikobegrenzung für Schaftrisse unter gleichzeitiger Erhaltung ausreichender Einzelbaumstabilität zu erreichen. Eingriffsstärken, die über die Vorgaben der oben genannten Durchforstungshilfen hinausgehen, würden zwar auf vielen Standorten nach extremen Trockenjahren zu einer schnelleren Erholung des Radialzuwachses führen (KOHLER et al., 2010; SOHN et al., 2013; SOHN et al., 2012), aber gleichzeitig würde sich dadurch auf Standorten mit höheren Bonitäten das Rissrisiko im Trockenjahr selbst extrem stark erhöhen (Abb. 4).

Die größte Unwägbarkeit für das Management von rissgefährdeten Fichtenbeständen liegt allerdings in der Zufälligkeit des Auftretens von extremen Trockenereignissen während der besonders sensiblen Bestandesphase im Alter von 15 bis 40 Jahren. Die hier analysierten Schaftrisschäden basierten im Wesentlichen auf dem Trockenjahr 2003. Fallen mehrere extreme Trockenheitsereignisse in diese Bestandesphase, ist mit deutlich höheren Schadprozenten zu rechnen als in dieser Untersuchung beobachtet. Die erfolgreiche Anwendung Z-Baum-orientierter Durchforstungsmodelle dürfte bei höheren Schadprozenten vermutlich nicht mehr möglich sein. Aufgrund des Klimawandels ist zukünftig von einer Häufung von extremen Trockenjahren und damit einer Zunahme der Schaftrisschäden auszugehen. Eine Literaturschau von KLÄDTKE et al. (2004) zeigt, dass in Europa bereits seit den 1970er-Jahren eine Häufung von Trockenjahren mit Schaftrisschäden an Fichte zu beobachten ist. Mittel- bis langfristig sollte daher auf besonders rissgefährdeten Standorten vom Anbau von fichtendominierten Beständen abgesehen und über standortangepasste Baumartenwahl unter Berücksichtigung von Tanne, Douglasie und Lärche stabile und klimatolerantere Mischbestände begründet werden.

#### 5. ZUSAMMENFASSUNG

Nach heutigem Wissensstand sind Stammrisse an Koniferen vermutlich auf extreme Trockenheit im Verlauf der Vegetationszeit zurückzuführen und werden daher auch als Trockenrisse bezeichnet. Den Risschäden kommt dabei eine beträchtliche waldbauliche Bedeutung zu, da die Risse häufig im wertvollen, unteren Stammdrittel auftreten (Abb. 1) und dort zu erheblichen Holzentwertungen führen. Größere Stammrisse an Fichte wurden bisher meist in jüngeren Beständen und auf sehr wüchsigen Standorten beobachtet. Noch unzureichend ist der Wissensstand, inwieweit die waldbauliche Behandlung in rissgefährdeten Fichtenbeständen das Schadausmaß beeinflusst. In der hier vorgestellten Fallstudie wurden daher die Auswirkungen der Standortsgüte sowie verschiedener Einzelbaumparameter, die der waldbaulichen Steuerung unterliegen, auf das Auftreten von Stammrissechäden in jüngeren Fichtenbeständen untersucht. Dabei wurde auch überprüft, ob eine starke Z-Baum-Förderung zu einer unerwünschten Konzentration der Risschäden auf die Zuwachsträger führt. Die Datenerhebungen fanden in 3 jungen, unterschiedlich durchforsteten Fichtenbeständen statt (Tab. 1, 2). Die Risschäden waren in

allen Beständen hauptsächlich auf das Trockenjahr 2003 zurückzuführen. Es wurden der Risstyp, Anzahl und Länge der Risse, das Schadprozent sowie Einzelbaumvariablen (z.B. Höhe, BHD) und die Standortsgüte ( $dGz_{100}$ ) erfasst. Mithilfe von logistischen Regressionsmodellen wurde der Einfluss der erfassten Variablen auf die Ausbildung von Schaftrissen analysiert und Eintrittswahrscheinlichkeiten für die Rissbildung in Abhängigkeit signifikanter Prädiktorvariablen berechnet (Abb. 4). Die Gesamtschadprozente (alle Risstypen) waren mit 56 bis 66% bemerkenswert hoch (Tab. 3). Typische Längsrisse > 50 cm wurden an 8–12% der Bäume gemessen (Abb. 2). Sowohl der h/d-Wert als auch der  $dGz_{100}$  zeigten einen hohen Erklärungswert für das Auftreten von Längsrissen > 50 cm (Tab. 4). Im Gegensatz zu den Ergebnissen bisheriger Untersuchungen konnte beobachtet werden, dass mit zunehmender Standortbonität der Einfluss des h/d-Wertes auf die Risswahrscheinlichkeit exponentiell ansteigt. Dennoch waren in der vorliegenden Untersuchung Z-Bäume nicht stärker von Schaftrissen betroffen als Bäume des Restbestandes (Abb. 3). Dieser scheinbare Widerspruch kann dadurch erklärt werden, dass die (endgültige) Z-Baumauswahl erst nach dem Trockenjahr 2003 stattfand. Die Ergebnisse zeigen, dass das Rissrisiko in einem gewissen Rahmen waldbaulich gesteuert werden kann. Demnach sollten in rissgefährdeten Beständen Eingriffe in ihrer Stärke so gewählt werden, dass die h/d-Werte der Wertträger nicht unter 70 fallen. Eine Erhöhung des h/d-Verhältnisses bis zum kritischen Wert von 80 würde das Risiko für typische Schaftrisse auf zuwachsstarken Standorten zwar erheblich reduzieren, kann aber nicht grundsätzlich empfohlen werden, da der damit verbundene Verlust an Einzelbaumstabilität vor allem zu einem erhöhten Schneebruchrisiko führen würde. Die größte Unwägbarkeit für das Management von rissgefährdeten Fichtenbeständen liegt allerdings in der Zufälligkeit des Auftretens von extremen Trockenstressereignissen während der besonders sensiblen Bestandesphase im Alter von 15 bis 40 Jahren. Fallen mehrere extreme Trockenheitsereignisse in diesen Zeitraum, ist mit deutlich höheren Schadprozenten zu rechnen als in dieser Studie beobachtet. Die erfolgreiche Anwendung Z-Baum orientierter Durchforstungsmodelle dürfte bei höheren Schadprozenten vermutlich nicht mehr möglich sein. Aufgrund des Klimawandels ist zukünftig von einer Häufung von extremen Trockenjahren und damit einer Zunahme der Schaftrisschäden auszugehen. Mittel- bis langfristige sollten daher auf besonders rissgefährdeten Standorten vom Anbau von fichten-dominierten Beständen abgesehen werden und über standortangepasste Baumartenwahl stabile und klimatolerantere Mischbestände begründet werden.

## 6. SUMMARY

Title of the paper: *How do h/d ratio and site index affect the occurrence of stem cracks in young Norway spruce (Picea abies L. Karst) stands?*

There is evidence to suggest that radial stem cracks in living conifers are mostly caused by extreme drought stress when tracheids are collapsing due to extremely high tensions in xylem. Stem cracks can pose a major

problem to forestry because they lead to a substantial loss in timber value, especially because the occurrence of stem cracks is mostly concentrated in the lower third of tree boles (Fig. 1). For Norway spruce, stem crack damages have been reported mostly in younger and fast growing stands on very fertile soils. Still largely unresearched is the question to what extent the silvicultural treatment affects the vulnerability of Norway spruce to stem cracks. Therefore, we carried out a case study to investigate the impact of site index and single tree variables which can be controlled by silviculture, on the occurrence of stem crack damages in younger Norway spruce stands. Furthermore, we examined whether future crop trees are more affected by stem crack damages than other trees. Data collection were conducted in three Norway spruce stands treated with different thinning regimes and located in the southeastern Black Forest, Germany (Tab. 1, 2). Stem cracks in these stands have been mainly caused by the same drought event occurred in 2003. We gathered the type, number and length of cracks, the percentage of trees with stem cracks, several single tree variables (eg., height, diameter in breast height) and the site index on plot level ( $MAI_{100}$ : mean annual increment in 100 yrs). By means of logistic regression models, we analyzed the influence of single tree variables and site indices on the formation of stem cracks and calculated occurrence probabilities of stem crack formation dependent on significant predictor variables (Fig. 4). The percentage of trees with any type of stem cracks was very high in all stands (56–66%; Tab. 3), whereas typical longitudinal stem cracks > 50 cm were observed less frequently (8–12% of trees; Fig. 2). Both the h/d-ratio and the  $MAI_{100}$  showed a significant explanatory value for the occurrence of stem cracks > 50 cm (Tab. 4). In contrast to previous studies, we could observe that with ascending site index the impact of the h/d-ratio on the vulnerability to stem cracks is exponentially increasing. Nevertheless, future crop trees were not more strongly affected by stem crack damages than other trees (Fig. 3). This apparent contradiction could be explained by the fact that the (final) selection of future crop trees was done after the drought in 2003. Our results provided evidence that the risk for stem cracks in Norway spruce can be silviculturally controlled within certain limits only. Thus, thinning interventions in stands with high stem crack vulnerability should be done in such a manner that h/d-ratio of future crop trees do not drop below 70. Increasing the h/d-ratio up to the critical value of 80 would significantly decrease the risk for stem cracks, especially on highly fertile sites. However, this cannot be recommended generally as the associated loss of single tree stability might lead to higher risk for snow-break damages in many Norway spruce stands. The most important uncertainty for the management of Norway spruce stands with high susceptibility to stem cracks is the randomness of the occurrence of extreme drought events within the most vulnerable stand age between 15 and 40 years. If there is more than one heavy drought event coinciding with this time period, much higher stem crack damages must be expected than observed in this study. Then, the successful application of future-crop tree oriented thinning interventions



will become difficult. Due to the ongoing climate change, drought events of high intensity will occur more frequently in future. Thus, in the medium to long run, Norway spruce dominated stands growing on sites with high vulnerability to stem cracks should be converted into mixed stands consisting of more stable and climate-change tolerant tree species.

## 7. RÉSUMÉ

Titre de l'article: *La valeur du rapport h/D et la fertilité stationnelle influencent-elles l'apparition de fentes dans les troncs des épicéas (Picea abies L. Karst)?*

D'après les connaissances actuelles, les fentes dans les troncs de conifères sont probablement à rapprocher d'une sécheresse extrême survenue au cours de la période de végétation. Elles sont d'ailleurs ainsi appelées fentes de sécheresse. Les dégâts de fentes ont une conséquence sylvicole considérable car les fentes apparaissent souvent dans le premier tiers du tronc qui a de la valeur (Fig. 1) et entraînent par conséquent une perte élevée de la valeur du bois. De plus gros dégâts de fentes dans les troncs d'épicéa ont été observés jusqu'ici la plupart du temps dans les peuplements les plus jeunes et dans des stations très fertiles. L'état des connaissances en ce domaine n'est pas suffisant, à savoir dans quelle mesure l'action sylvicole influence l'ampleur des dégâts dans les peuplements d'épicéa à risques. Dans le présent cas d'étude les répercussions de la fertilité stationnelle aussi bien que celles de différents paramètres liés à l'arbre qui découlent de la conduite sylvicole, ont été étudiées par rapport à la survenue de dégâts de fentes des arbres dans les jeunes peuplements d'épicéa. Pour cela on a aussi étudié si une forte sélection d'arbres d'avenir ne conduisait pas à une concentration non souhaitée de fentes de sécheresse au moment de la croissance. La récolte de données s'est faite dans 3 jeunes peuplements d'épicéa éclaircis de manières différentes (Tabl. 1, 2). Les fentes observées ont été, pour tous les peuplements, essentiellement consécutives à l'année de sécheresse de 2003. On a relevé le type des fentes, le nombre et la longueur des fentes, le pourcentage de dégâts tout comme les variables relatives à l'arbre (par exemple hauteur, diamètre à 1,30 m) et la fertilité stationnelle ( $dGz_{100}$ ). A l'aide de modèles de régression, l'influence des variables mesurées sur la formation de fentes des troncs a été analysée et la probabilité d'apparition de fentes a été calculée en relation avec des variables de prédiction (Fig. 4). Les pourcentages globaux de dégâts (tous types de fentes confondus) se situaient entre 56 et 66% (Tabl. 3). Les fentes typiques de longueur >50 cm ont été mesurées sur 8–12% des arbres (Fig. 2). Aussi bien le rapport h/D que le  $dGz_{100}$  montrent une valeur explicative élevée sur l'apparition de fentes de longueur >50 cm (Tabl. 4). Contrairement aux résultats obtenus jusqu'ici par les recherches, on a pu observer qu'avec l'augmentation de la fertilité stationnelle l'influence de la valeur du coefficient h/D augmente de manière exponentielle la probabilité de développement de fentes. Toutefois, dans notre étude les arbres d'avenir n'ont pas été touchés plus fortement par les fentes des troncs, que dans le restant du peuplement (Fig. 3). Cette contradiction apparente peut

être expliquée par le fait que le choix final de l'arbre d'avenir s'est fait seulement après l'année de sécheresse de 2003. Les résultats montrent que le risque peut être maîtrisé dans une certaine mesure. Par conséquent les interventions dans les peuplements à hauts risques devraient être déterminées pour leur intensité de telle manière que les valeurs de h/D ne tombent pas en-dessous de 70. Une élévation du rapport h/D jusqu'à la valeur critique de 80 diminuerait considérablement le risque de voir apparaître des fentes de troncs typiques sur des stations à fortes potentialités de croissance. Mais cela ne peut pas être fondamentalement conseillé car la perte de stabilité individuelle des arbres qui lui est liée avant tout, conduirait à un risque élevé de bris par la neige. La plus grande probabilité pour la gestion de peuplements d'épicéa à risques vis-à-vis d'apparition de fentes repose cependant sur le hasard de la survenue d'événements de stress de sécheresse extrême pendant les phases particulièrement sensibles du peuplement entre 15 et 40 ans. Si plusieurs événements de sécheresse extrême surviennent dans cette période, on peut compter sur des pourcentages nettement plus élevés que ceux observés dans notre étude. La mise en œuvre de modèles d'éclaircies orientées vers la sélection des arbres d'avenir ne devrait probablement plus être une réussite si les pourcentages de dégâts augmentent. En raison du changement climatique on peut prévoir à l'avenir une fréquence d'années de sécheresse extrême et ainsi une augmentation des dégâts de fentes des troncs. A moyen et long terme on devrait éviter d'installer des peuplements à dominance d'épicéas dans les stations particulièrement à risques et on devrait préférer la création de peuplements mélangés stables avec des espèces ligneuses adaptées à la station et tolérantes vis-à-vis du climat.

## 8. LITERATURVERZEICHNIS

- AIGNER, F. (1981): Bestandes- und Holzschäden durch Rissbildung an Fichte. *Allgemeine Forstzeitung* **36**: S. 720–722.
- APPEL, R. (1980): Radialrisse an jungen Lärchen. *Forstarchiv* **51**: S. 93–96.
- BARWISCH, B. (2005): Auswirkungen des „Jahrhundert-sommers“ 2003 auf das Auftreten von Schafrissen an Fichte (*Picea abies* (L.) Karst.). Diplomarbeit an der Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg.
- BORCHERS, J., A. ELBS und G. SCHINDELE (2008): Fichte im Erwerbsforstbetrieb – Baumart mit Zukunft?. *Holz-Zentralblatt* **44**: S. 1229–1231.
- BORCHERS, J. (2011): Erfolgspotenziale für Forstunternehmen. *Holz-Zentralblatt* **36**: S. 863–864.
- BÜCKING, M., R. MOSHAMMER und A. ROEDER (2007): Wertholzproduktion bei der Fichte mittels kronenspannungsarm gewachsener Z-Bäume – Ökonomische Prognose unter Berücksichtigung wachstumskundlicher und holzqualitativer Eigenschaften. *Mitteilungen aus der Forschungsanstalt für Waldökologie und Forstwirtschaft Rheinland-Pfalz*, 62/07.
- CASPARI, C.-O. (1990): Untersuchung über Auftreten, Ursache und Genese von Risschäden im Schaft lebender Fichten (*Picea abies* (L.) Karst.) unter besonderer Berücksichtigung der Holzqualitätsminderung. Dissertation an der Georg-August-Universität Göttingen.



- CASPARI, C.-O. und H. SACHSSE (1990): Risschäden an Fichte. *Forst und Holz* **23**: S. 685–688.
- CHERUBINI, P., F. H. SCHWEINGRUBER und T. FORSTER (1997): Morphology and ecological significance of intra-annual radial cracks in living conifers. *Trees* **11**: S. 216–222.
- DAY, W. R. (1954): The drought-crack of conifers. *Imperial Forestry Institute, Oxford* **26**: S. 1–40.
- DIETRICHSON, J., P. ROGNERUD, O. HAVERAEN und Z. SKRØPPA (1985): Stem cracks in Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.). *Meddeleser fra Norsk Institutt for Skogforskning* **38**: S. 1–21.
- ERIKSSON, G., S. ANDERSSON und B. SCHELANDER (1975): Lovande tillväxt hos introducerade granprovenienser i en kombinerad klon-och fröplantsplantage i norra Uppland. Summary: Promising growth of introduced provenances of Norway spruce in a combined clonal and seedling seed orchard in the northern part of the county of Uppsala, Sweden. *Sveriges Skogsvårdsförbunds Tidskrift* **3**: S. 277–286.
- FANKHAUSER, F. (1912): Hitzerrisse. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* **63**: S. 21–26.
- FLANDER, A. (1913): Hitzerrisse an Fichten. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **35**: S. 124–127.
- GRABNER, M., P. CHERUBINI, P. ROZENBERG und B. HANNRUP (2006): Summer drought and low earlywood density induce intra-annual radial cracks in conifers. *Scandinavian Journal of Forest Research* **21**(2): S. 151–157.
- HECK (1912): Verhalten erwachsener Fichten gegen Dürre und Frost. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **34**: S. 600–607; S. 664.
- HOSMER, D. W. und S. LEMESHOW (2000): *Applied Logistic Regression* (2<sup>nd</sup> ed.). Wiley & Sons. New York
- HUNGERFORD, R. D. (1973): Notes: Drought Crack on Western White Pine in Northern Idaho. *Forest Science* **19**(1): S. 77–80.
- IBM (2011): SPSS Statistical Package Version 20. IBM Corporation, New York, USA.
- KLÄDTKE, J. und P. ABETZ (2010): Durchforstungshilfe 2010. Merkblätter der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg 53.
- KLÄDTKE, J., B. METZLER und M. HERNANDEZ (2004): Trockenrisse an Fichten. *Allgemeine Forstzeitung* **13**: S. 680–682.
- KNUCHEL, H. (1947): *Holzfehler*. Werner Classen Verlag. Zürich.
- KOHLER, M., G. NÄGELE, S. SOHN und J. BAUHUS (2010): Can drought tolerance of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) be increased through thinning? *European Journal of Forest Research* **129**: S. 1109–1118.
- NÖRDLINGER, H. (1863): Winterkälteschäden an Waldbäumen. *Kritische Blätter* **47**(1): S. 247–248.
- PERSSON, A. (1994a): How Genotype and Silviculture interact in forming Timber Properties. *Silva Fennica* **28**(4): S. 275–282.
- PERSSON, A. (1994b): Stem cracks in Norway spruce in southern Scandinavia: causes and consequences. *Annals of Forest Sciences* **51**: S. 315–327.
- PRETZSCH, H. (2009): *Forest Dynamics, Growth and Yield*. Springer. Berlin Heidelberg.
- PRODAN, M. (1968): Punktstichprobe für die Forsteinrichtung. *Der Forst- u. Holzwirt* **23**(11): S. 225–226.
- OLEXIK, J. (2012): Schaftrisse an Fichte auf Basalt. Masterarbeit an der Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie der Georg-August-Universität Göttingen, Abteilung Waldbau und Waldökologie der gemäßigten Zonen.
- RAU, H.-M. (2000): Stammrisse bei Fichte in Provenienzversuch. *Allgemeine Forstzeitung* **10**: S. 523–524.
- ROTTMANN, M. (1985): Schneebruchschäden in Nadelholzbeständen. *Sauerländer's. Frankfurt a. M.*
- RÖHRIG, E., N. BARTSCH, B. von LÜPKE (2006): *Waldbau auf ökologischer Grundlage*. UTB Ulmer, Stuttgart.
- SCHMIDT-VOGT, H. (1986): *Die Fichte*. Band II/1: Wachstum, Züchtung, Boden, Umwelt, Holz. Paul Parey Verlag, 563 S.
- SCHRÖPFER, R., H. UTSCHIK und T. ZANKER (2009): Das Fichten-Konzept der BaySF: Bayerische Staatsforsten entwickeln neues Konzept zur Bewirtschaftung von Fichten- und Fichtenmischbeständen. *LWF aktuell* 68.
- SEIFERT, T., J. BREIBECK und P. BIBER (2008): Wahrscheinlichkeit der Harzgallenbildung bei der Fichte in Abhängigkeit von Wuchsraum und Kronendimension. *In: NAGEL, J. (2008) (Hrg): Beiträge zur Jahrestagung 2008 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten*, S. 149–157.
- SOHN, J., T. GEBHARDT, C. AMMER, J. BAUHUS, K.-H. HÄBERLE, R. MATYSSEK und T. E. GRAMS (2013): Mitigation of drought by thinning: short-term and long-term effects on growth and physiological performance of Norway spruce (*Picea abies*). *Forest Ecology and Management* **308**: S. 188–197.
- SOHN, J., M. KOHLER, A. GESSLER und J. BAUHUS (2012): Interactions of thinning and stem height on the drought response of radial stem growth and isotopic composition of Norway spruce (*Picea abies*). *Tree Physiology* **32**: S. 1199–1213.
- STAUPENDAHL, K. (2006): Die modifizierte 6-Baum-Stichprobe. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **179**(2/3): S. 21–33.
- VASILIAUSKAS, R., E. JUSKA, J. STENLID und A. VASILIAUSKAS, A. (2001): Clonal Differences and Relations Between Diameter Growth, Stem Cracks and Fungi in a 36-year-old Clonal Seed Orchard of Norway Spruce (*Picea abies* (L.) KARST.). *Silvae Genetica* **50**(5–6): S. 227–233.
- WERNER, E. (1913): Hitzerrisse an Fichten. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **35**: S. 286–287.