

Erfahrungen aus dem Sturm „Lothar“ – eine inventurbasierte Analyse zur Abschätzung des Einzelbaum- und Bestandesrisikos durch Stürme

MATTHIAS SCHMIDT, JÜRGEN BAYER, GERALD KÄNDLER, EDGAR KUBLIN, ULRICH KOHNLE

Einleitung

Am 26.12.1999 verursachte der Orkan „Lothar“ in den Wäldern Baden-Württembergs Schäden in bis dahin nicht bekanntem Ausmaß. Im Rahmen der zweiten Bundeswaldinventur, die in relativ enger zeitlicher Nähe zu diesem Ereignis in den Jahren 2001 bis 2002 stattfand, wurden diese Sturmschäden als landesspezifische Aufnahme erfasst, indem für alle auf den Stichproben der Bundeswaldinventur ausgeschiedenen Bäume geprüft wurde, ob sie Opfer des Sturms von 1999 geworden waren. Nachdem im Staatswald unmittelbar vor dem Sturm im Jahr 1999 eine spezielle Holzvorraterhebung auf dem Netz der Bundeswaldinventur erfolgt war, bestand zudem eine hervorragende Möglichkeit, diese Aufnahme anhand einer Unterstichprobe zu kontrollieren und abzusichern. In der Unterstichprobe konnte für alle als Sturmpfer identifizierten Probestämme geprüft werden, ob sie tatsächlich vor dem Sturmereignis noch vorhanden waren. Die Sturmschadensaufnahme sollte zunächst dazu dienen, das wahre Ausmaß der Schäden besser abzuschätzen. Darüber hinaus lieferte sie ein wertvolles Datenmaterial über sturmgeworfene und -gebrochene Bäume, welches neben dendrometrischen Größen großräumig repräsentativ eine große Standortsbandbreite und unterschiedliche Sturmintensitäten abdeckt.

Sturmschäden und die oft folgenden Borkenkäferkalamitäten sind seit jeher die bedeutendsten Risikofaktoren für die Forstwirtschaft und verursachen durch Holzentwertung, erhöhte Erntekosten und Hiebsunreifeverluste sowie die bei hohen Kalamitätsnutzungen entstehenden Holzmarktstörungen mit Preiseinbrüchen und somit erheblichen wirtschaftlichen Schäden. Im Zusammenhang mit der Klimaerwärmung wird teilweise mit einem weiter steigenden Sturmrisiko und insbesondere einer erhöhten Frequenz schwerer Winterstürme in West- und Mitteleuropa gerechnet. Selbst bei Annahme einer gleich bleibenden Intensität besteht seitens der Praxis eine steigende Nachfrage nach Entscheidungshilfen, um das Risikopotenzial durch Winterstürme als weiteren Aspekt standortgerechten Waldbaus besser berücksichtigen zu können.

Ziel der hier dargestellten Modellentwicklung ist es, zum einen Hypothesen wie die baumartenspezifische Sturmgefährdung, den Einfluss des h/d-Wertes oder der Geländeexponiertheit zu prüfen und zum anderen Grundlagen für die Erstellung von Risikopotenzialkar-

ten oder anderer Entscheidungshilfen für die forstliche Praxis bereit zu stellen. Darüber hinaus kann das entwickelte Sturmrisikomodell bei der Simulation einer langfristigen Waldentwicklung genutzt werden. Die Definition des Sturmrisikos im engeren Sinne beinhaltet die ökonomische Bewertung der Sturmschäden. Hier wird der Begriff des Risikos vereinfachend mit der Schadwahrscheinlichkeit gleichgesetzt.

Stand der Forschung

Die bisherigen Untersuchungen zur Analyse des Ursache-Wirkungs-Gefüges von Sturmschäden im Wald lassen sich nach verschiedenen Gesichtspunkten klassifizieren. Zu unterscheiden sind zum einen die räumliche und zeitliche Auflösung von Datenbasis und Modell (Einzelbäume – Bestände, Jahre – Jahrzehnte). Zum anderen kann nach den Methoden differenziert werden, die für die Identifikation und Beschreibung des Ursache-Wirkungs-Zusammenhangs angewandt werden. Sie reichen von rein deskriptiven, über statistische bis zu mechanistischen Modellen. Die Wahl der Modelle wird wesentlich von den verfügbaren Daten bestimmt, die oft Informationsdefizite aufweisen und damit die Methodenwahl beschränken. Zur Beschreibung der verfügbaren Informationen werden bisher vor allem deskriptive und/oder induktive statistische Modelle, seltener neuronale Netze angewandt (HANEWINKEL et al. 2004), da für mechanistische Modelle oft die Voraussetzungen fehlen. Im Gegensatz zu statistischen Modellen erfassen mechanistische Modelle die kausalen Zusammenhänge zwischen Ursachen und Schäden, wobei häufig die beiden Komponenten Gefährdungspotenzial und Vulnerabilität unterschieden werden. Wichtigste Eingangsgrößen mechanistischer Modelle zur Prognose des Gefährdungspotenzials sind Windgeschwindigkeitsprofile und das Strömungsverhalten. Aber auch bei mechanistischen Erklärungsansätzen lassen sich nicht alle Teilmodelle empirisch parametrisieren, vielmehr wird eine Reihe theoretisch begründeter Annahmen, z. B. über die statischen Eigenschaften von Baumschäften, und Expertenwissen zu einem Modellsystem verknüpft (z. B. PELTOLA et al. 1999). Wegen der erforderlichen Detailinformationen, die in den in der forstlichen Praxis verfügbaren Daten nicht enthalten sind, können mechanistische Modelle im Allgemeinen nicht auf einer breiten Datengrundlage entwickelt werden. Statistische Schadrisikomodelle nutzen als Prädiktoren fast ausschließlich Einzelbaum-,

Bestandes- und Standortvariablen, nicht aber Größen wie die Windgeschwindigkeit, welche das Gefährdungspotenzial beschreiben. KELLOMÄKI und PELTOLA (1998) verwenden beispielsweise ein logistisches Regressionsmodell mit binärer Zielvariablen zur Prognose von Schnee- und Sturmschäden an Fichte, Kiefer und Birke in Finnland auf Einzelbaumebene in Abhängigkeit von Baum-, Bestandes- und Standortmerkmalen, ohne dass die eigentlichen Schadereignisse innerhalb des 10-jährigen Inventurzeitraums exakt bekannt sind. Eine ähnliche Vorgehensweise findet sich bei einer Reihe weiterer Untersuchungen zur Modellierung des Sturmrisikos, wie etwa bei RICHTER (2003), HANEWINKEL et al. (2004), VALINGER et al. (1993) oder MÜLLER (2002). Auch wenn eine Zuordnung zu konkreten Sturmereignissen möglich ist, wie bei SCHMID-HAAS und BACHOFEN (1991) oder SCHMOECKEL et al. (2003), werden die Eigenschaften der Sturmereignisse im Allgemeinen nicht für eine Quantifizierung des Gefährdungspotenzials verwendet. Durch die fehlende Berücksichtigung der meteorologischen Randbedingungen und damit des Gefährdungspotenzials ist die Verallgemeinerung der Modelle, also ihre Übertragung auf abweichende Bedingungen, problematisch. Zusätzlich besteht die Gefahr verzerrter Schätzungen, wenn mögliche Einflussgrößen nicht in das Modell integriert werden. Auf Grund dieser Schwierigkeiten und um die Ursache-Wirkungs-Zusammenhänge abzubilden, ist man in neuerer Zeit zu mechanistischen Modellansätzen übergegangen. Wegen der komplexen Zusammenhänge werden mitunter einzelne Prozesse getrennt modelliert, wobei fließende Übergänge auftreten. Teilprozesse umfassen die Prognose der eigentlichen Strömungsparameter mit (TAKLE et al. 2003; AGSTER und RUCK 2003) und ohne (z. B. BENEŠ et al. 2003) Berücksichtigung der Vegetation, die Auswirkungen von Wind auf die Vegetation (z. B. GALINSKI 1989; KELLOMÄKI und PELTOLA 1998; GARDINER et al. 1997) sowie die Stabilität von Einzelbäumen (z. B. GAFFREY et al. 2001; MATTHECK et al. 2003). Mit Hilfe Geographischer Informationssysteme lassen sich die prognostizierten Einflüsse auf die Vegetation regionalisieren (BLENNOW et al. 2003; GARDINER et al. 2003), was allerdings auch die Regionalisierung der Strömungsverhältnisse voraussetzt (RUEL et al. 1997).

Um Teilprozesse der Modellsysteme anhand empirischer Daten zu parametrisieren, sind teilweise aufwendige Experimente notwendig, wie beispielsweise Zugversuche an einzelnen Bäumen. Anhand dieser Versuche lässt sich das Biegeverhalten der Bäume als Funktion der ansetzenden Kräfte bestimmen (GARDINER et al. 1997). Aus den abgeleiteten Zusammenhängen lassen sich Grenzwerte in Abhängigkeit von Baum- und Bodenparametern schätzen, ab denen mit Windbruch oder -wurf zu rechnen ist. Andere Gesetzmäßigkeiten dienen dazu, Windgeschwindigkeiten zu berechnen, bei denen derartige Kräfte auftreten. Zusätzlich werden Messungen der Windgeschwindigkeit im Feldversuch und im Windtunnel verwendet, um das kleinräumige Strömungsverhalten in Abhängigkeit von der Vegetationsstruktur zu beschreiben (GARDINER et al. 1997).

PELTOLA et al. (1999D) entwickelten ein komplexes mechanistisches Modell, das zwischen wind- und gravitationsbedingten Kräften sowie dem Einfluss zusätzlicher Schneelasten als Ursachen für Schäden unterscheidet. Das Modell basiert auf einer Reihe von auf unterschiedlichen Integrationsebenen parametrisierten Teilprozessen und bezieht auch die Erkenntnisse von GARDINER et al. (1997) über Biegekräfte ein. PELTOLA et al. (1999) können nachweisen, dass Prognosen auf Basis ihres Modellsystems eine gute Übereinstimmung mit unabhängig durchgeführten Zugversuchen aufweisen. Allgemein werden zur Validierung mechanistischer Modellsysteme überwiegend Ergebnisse aus Experimenten sowie Expertenwissen verwendet. Probleme, die aus einer zu geringen räumlichen und zeitlichen Auflösung der Datengrundlage resultieren, treten nicht auf. Vielmehr besteht das Problem der mechanistischen Modelle in ihrer geringen Datenbasis, wenn man als Maßstab die Zahl der untersuchten Einzelbäume verwendet. Dabei wird davon ausgegangen, dass eine Übertragung auf nicht durch Daten abgedeckte Bereiche durch das detaillierte Verständnis des Ursache-Wirkungs-Gefüges ermöglicht wird. Die erwünschte hohe Sensitivität, Unterschiede bei der Formulierung von Annahmen und Gesetzmäßigkeiten sowie abweichende Randbedingungen können jedoch dazu führen, dass unterschiedliche, sogar diametral entgegen gesetzte Ergebnisse, erzielt werden (vgl. beispielsweise Aussagen zu Windwurfwahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit vom Wuchsraum bei GARDINER et al. (1997) versus PELTOLA und KELLOMÄKI (1993)).

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass sich mechanistische Modelle gut dazu eignen, Kausalzusammenhänge zu erfassen und qualitativ konsistente Prognosen für unterschiedliche Randbedingungen und Verhältnisse zu liefern. Die quantitativ exakte Reproduktion von großräumigen Schadmustern mit mechanistischen Modellen erscheint kritischer, da eine exakte Vorgabe aller Randbedingungen für größere Flächeneinheiten nicht möglich ist. Dagegen sind die bisher entwickelten statistischen Modellansätze gut dazu geeignet, beobachtete großräumige Schadmuster zu reproduzieren. Es werden im Allgemeinen jedoch kaum kausale Zusammenhänge integriert, da Informationen über die eigentlichen Schadursachen bzw. das Gefährdungspotenzial fehlen. Somit ist die Extrapolation auf andere Verhältnisse und Regionen nicht oder nur unter starken Einschränkungen möglich.

Datenbasis

Die Datenbasis der hier vorgestellten Modellentwicklung sind dendrometrische Größen und kategorische Attribute von Einzelbäumen der Bundeswaldinventur, ihre geographische Position sowie ein Index zur Beschreibung der Geländeexponiertheit unter Berücksichtigung der Exposition (modifizierter Topex-to-Distance-Index). Zur Parametrisierung wurden nur Bäume verwendet, die bereits bei der Bundeswaldinventur 1 erfasst worden sind und die in der BWI 2 entweder als Sturmopfer (n=6639) angesprochen wurden oder in

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der Parametrisierungsgrundlage

Baumartengruppe	beschädigt		nicht beschädigt	
	[n]	[%]	[n]	[%]
übrige Laubholzarten	209	4	4540	96
Buche ^a / Eichen ^b	741	5	15040	95
Fichte ^c	4260	15	24545	85
Kiefer ^d / Lärchen ^e	499	7	6114	93
Tanne ^f / Douglasie ^g	930	12	6574	88
	Minimum	Mittelwert	Maximum	Interquartilbereich
	BHD [cm]			
übrige Laubholzarten	9.2	34.0	143.1	18.5
Buche ^a / Eichen ^b	9.5	40.7	143.1	22.3
Fichte ^c	9.4	37.4	122.4	18.1
Kiefer ^d / Lärchen ^e	9.8	39.1	93.5	15.7
Tanne ^f / Douglasie ^g	10.1	46.4	148.1	23.2
	Baumhöhe [m]			
übrige Laubholzarten	2.6	24.4	49.5	9.4
Buche ^a / Eichen ^b	4.0	27.0	49.5	8.8
Fichte ^c	4.6	27.8	51.5	9.2
Kiefer ^d / Lärchen ^e	5.8	25.6	44.5	8.1
Tanne ^f / Douglasie ^g	4.0	29.3	51.1	8.0
	h/d-Wert [m/m]			
übrige Laubholzarten	15.7	78.5	168.4	30.2
Buche ^a / Eichen ^b	22.3	73.9	193.2	29.1
Fichte ^c	35.6	78.9	162.4	21.5
Kiefer ^d / Lärchen ^e	25.8	68.2	179.8	19.1
Tanne ^f / Douglasie ^g	28.3	68.0	186.6	21.4

Überwiegend ^a *Fagus sylvatica*, ^b *Quercus spp.* (*Q. petraea*, *Q. robur*), ^c *Picea abies*, ^d *Pinus silvestris*, ^e *Larix spp.* (*L. decidua*, *L. kaempferi*), ^f *Abies alba*, ^g *Pseudotsuga menziesii*

die Gruppe der wiederholt aufgenommenen Bäume (n=56813) fallen (Tab. 1).

Bei der BWI 2 als Einwuchs gekennzeichnete Bäume dürfen nicht verwendet werden. Als Einwuchs im weiteren Sinne werden Bäume bezeichnet, die aufgrund ihres Durchmesserwachstums in der Inventurperiode die Kluppschwelle überschritten haben oder aufgrund ihrer (dickenwachstumsbedingten) erhöhten Auswahlwahrscheinlichkeit erfasst wurden. Das abzuleitende Schadmuster und -niveau kann jedoch nur dann verzerrungsfrei beschrieben werden, wenn das Verhältnis der „Sturmopfer“ zu den „Überlebenden“ in der Datengrundlage erwartungstreu ist. Da der Einwuchs erstmals bei der BWI 2 erfasst wird, ist nicht bekannt, welcher Anteil dieser Gruppe nach dem Einwachsen bereits wieder durch den Wintersturm beschädigt wurde. Die Verwendung dieser Gruppe würde damit zu einer unzulässigen Verschiebung der Relation von Lotharopfern zu überlebenden Bäumen führen. Zusätzlich muss bezüglich der nicht direkt „Lothar-bedingten“ Nutzungen die Annahme getroffen werden, dass diese ausnahmslos vor dem Sturmereignis erfolgt sind, da ihre zeitliche Einordnung in der periodischen Inventur BWI nicht möglich ist. Aufgrund der Lage des Sturmdatums im Inventurintervall zwischen dem 01.10.1987 und dem 01.10.2002 ist jedoch anzunehmen, dass der Großteil der nicht direkt „Lothar-bedingten“ Nutzungen wirklich vor dem 26.12.1999 erfolgt ist. Weiterhin kann

eine stark reduzierte Einschlagstätigkeit für die nicht zufälligen Nutzungen nach dem Sturmereignis unterstellt werden. Trotz dieser günstigen Begleitumstände wird die Annahme bezüglich der zeitlichen Einordnung der Nutzungen zu einer Erhöhung bei der Schätzung des Schadniveaus führen, da ein unbekannter (geringer) Anteil überlebender Bäume fehlt, der erst nach dem Sturm genutzt wurde. In diesem Zusammenhang wird weiterhin unterstellt, dass das Nutzungsmuster nach Dimensionen und Baumarten vor und nach dem Sturm ähnlich ist, so dass zwar das Schadniveau geringfügig überschätzt, das bedingte Schadmuster nach Einflussfaktoren jedoch unverzerrt abgebildet wird.

Da anzunehmen ist, dass die Vulnerabilität von Einzelbäumen am besten durch zum Sturmzeitpunkt aktuelle biometrische Kennwerte bestimmt wird, war es notwendig diese vom Stichtag der BWI 1 auf den 26.12.2006 fortzuschreiben. Zur Initialisierung der Fortschreibung wurden dabei die Daten der BWI 1 und nicht der BWI 2 verwendet, da nur 1987 alle Einzelbaumhöhen gemessen worden sind, die bedingte Höhenstreuung aber bei der Modellbildung von Bedeutung sein könnte.

Zur Erfassung der Geländemorphologie wird ein Exponiertheitsparameter verwendet, der auf der Grundlage eines digitalen Geländemodells unter Berücksichtigung der geographischen Lage der Stichprobenecken

berechnet wird (Topex-to-Distance-Index, SCOTT und MITCHELL 2005). Beim distanz-begrenzten Topex handelt es sich um die Summe der Winkel zwischen der Ebene und dem Horizont auf den 8 Kardinalhimmelsrichtungen, wobei der Horizont nicht weiter als eine bestimmte Grenzdistanz vom Bezugspunkt entfernt sein darf. Anderenfalls wird der Winkel zur Grenzdistanz verwendet. Die Zusammenfassung der Winkel auf den 8 Kardinalhimmelsrichtungen zu einer Winkelsumme bedeutet implizit, dass der Exponiertheit in allen Himmelsrichtungen die gleiche Bedeutung bezüglich des Sturmschadensrisikos zugemessen wird. Diese Vorgehensweise scheint aber nur dann sinnvoll, wenn man Daten aus einem Gebiet mit wechselnden Windrichtungen und eines längeren Beobachtungszeitraumes verwendet. Im vorliegenden Fall liegen jedoch die Schadendaten eines einzelnen Wintersturmes vor, der eindeutig eine mehr oder weniger westliche Hauptwindrichtung aufwies. Daher wurden zusätzlich die Einzelwinkel getrennt nach der Himmelsrichtung als Prädiktoren in der Modellselektion auf ihren Einfluss hin überprüft. Um den Einfluss der Himmelsrichtung detaillierter zu untersuchen, wurden dabei Winkel auf 36 Himmelsrichtungen mit jeweils 10 Altgrad Abstand berechnet. Die Berechnung der verschiedenen Topex-Indizes erfolgte in einer Auflösung von 25 x 25 m „Kacheln“ für ganz Baden-Württemberg, wobei allen Bäumen einer Stichprobenecke der Wert der Kachel zugeordnet wird, in der der Stichprobenmittelpunkt liegt.

Vergleicht man die Datengrundlage der Sturmschadensansprache in der BWI 2 in Baden-Württemberg mit den eingangs dargestellten Daten, die üblicherweise für Sturmschadensmodellierungen zur Verfügung stehen, so kann hier von außergewöhnlich günstigen Bedingungen für die Modellbildung ausgegangen werden. Sowohl die räumliche (Einzelbaum) und zeitliche (Schadereignis „Lothar“) Auflösung ist hoch, wobei gleichzeitig eine hohe Repräsentativität auf Basis des verdichteten (2 x 2 km) Stichprobennetzes der BWI in Baden-Württemberg gewährleistet ist. Dabei wiesen die verschiedenen geographischen Bereiche in Baden-Württemberg während des Sturms eine große Bandbreite an meteorologischen Randbedingungen auf.

Methodik

In den bisherigen Überlegungen ist davon ausgegangen worden, dass die Zuordnung zu einem konkreten Schadereignis die alleinige Voraussetzung für die Verknüpfung von Schadendaten mit den eigentlichen Schadensursachen ist. Für eine Berücksichtigung in Modellen müssten aber letztlich Informationen, wie die mittlere und maximale Windgeschwindigkeit, die Böigkeit etc., auf der Ebene des Stichprobenpunktes vorliegen. Obwohl diese Informationen nicht zur Verfügung stehen, ermöglicht der Einsatz spezieller statistischer Methoden zumindest die Trennung des Einflusses meteorologischer Variablen vom Einfluss weiterer assoziierter Größen, wie der Baumhöhe oder des h/d-Wertes. Dabei wird davon ausgegangen, dass der räumliche Trend

in den Daten, der nicht über signifikante Prädiktoren beschrieben werden kann, auf unterschiedliche meteorologische Randbedingungen während des Wintersturmes „Lothar“ zurückzuführen ist. Die Schätzung der Modellkomponenten zur Berücksichtigung des räumlichen Trends muss dabei gleichzeitig mit der Schätzung der Effekte weiterer Einflussgrößen erfolgen. Theoretisch kann der räumliche Trend weiter nach großräumigen Korrelationsmustern auf Landesebene und kleinräumigen Korrelationsmustern auf Stichproben-trakt-Ebene unterschieden werden. Im vorliegenden Fall wird der großräumige Trend dabei als Resultat der fehlenden Informationen über großräumige Strömungseigenschaften interpretiert und ein bivariater glättender Term zur Modellierung verwendet. Für eine statistische Trennung des räumlichen Trends von den weiteren Modelleffekten wird dabei unterstellt, dass keine oder eine nur geringe Kollinearität zwischen potenziellen Prädiktoren und der räumlichen Position der erfassten Bäume auftritt. Die darüber hinaus auftretenden Abweichungen im Schadenniveau einzelner Stichprobenpunkte können dementsprechend als die Auswirkungen kleinräumiger Strömungseigenschaften interpretiert werden, die hier allerdings nicht weiter quantifiziert werden.

Da es sich bei der Antwortvariable um eine kategoriale Variable mit binärer Ausprägung handelt, kann der hier verwendete Modelltyp als Verallgemeinertes Additives Regressionsmodell (GAM) bezeichnet werden (Formel 1):

$$g(\pi_{ijk}) = X_{ijk} \beta + f(RW_{ij}; HW_{ij}) \quad (1)$$

wobei $\pi_{ijk} = E(y_{ijk}) \sim \text{binomial}(I, \pi_{ijk})$ und $E(y_{ijk})$ die erwartete Wahrscheinlichkeit für einen Sturmschaden von Baum_{ijk} ist, der sich an der geographischen Position RW_{ij} und HW_{ij} in Traktecke_{ij} zugehörig zu Trakt_i befindet;

$g(\cdot)$: eine Linkfunktion (logistisch);
 X_{ijk} : ein Vektor von unabhängigen Prädiktorvariablen;
 β : ein zugehöriger Parametervektor;
 f : ein glättender Term zur Beschreibung des räumlichen Trends, der als bivariater ‚Thin-Plate-Basis Penalized Regressionsspline‘ spezifiziert wird;

RW_{ij} : Rechtswert des Mittelpunktes von Traktecke_{ij} (Gauß-Krüger-Koordinate);

HW_{ij} : Hochwert des Mittelpunktes von Traktecke_{ij} (Gauß-Krüger-Koordinate);

Standardsoftware zur Parametrisierung exakt dieses Modelltyps steht bisher nur in Form der R-Programmbibliothek (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2005) *mgcv* zur Verfügung (WOOD 2006; WOOD 2000). Eine Besonderheit der Funktionen der R-Programmbibliothek *mgcv*, die sie von anderen Methoden zur Anpassung von Verallgemeinerten Additiven Regressionsmodellen unterscheidet, ist die Verwendung von sogenannten „Pena-

lized Regressionssplines“ als additive Modellkomponenten, d. h. als Möglichkeit zur Identifikation und Erfassung nicht-linearer Einflüsse auf die Antwortvariable. Dieser Splinetyp kann als eine Mischung aus einem „Standard Regressionsspline“ und einem „Standard Glättenden Spline“ betrachtet werden. Zwar sind Glättende Splines aus statistischer Sicht ideale Glättungsfunktionen, bei denen die problematische Wahl der Basisdimension und Knotenlage entfällt. Es treten aber numerische Probleme auf, wenn mehrdimensionale Modelle parametrisiert werden sollen. Die Probleme entstehen durch die meist unnötig hohe Knotenanzahl, die aus der Anzahl der bezüglich der unabhängigen Variablen unterschiedlichen Datenpunkte resultiert. Bei Standard Regressionssplines ist die Dimension der Basis reduziert, allerdings tritt hier das Problem der subjektiven und damit problematischen Auswahl der Knotenanzahl und -lage auf. Dagegen kombiniert der Penalized Regressionsspline die Vorteile beider Splinetypen. Wie bei einem Standard Regressionsspline ist es zwar notwendig, die Dimension der verwendeten Basis bzw. die Knotenanzahl sowie -lage zu bestimmen. Allerdings wird der Grad der Glättung wie bei einem Glättenden Spline über einen „Strafterm“ mit Hilfe eines Glättungsparameters λ gesteuert. Eine ausreichende Flexibilität, d. h. eine ausreichende Knotenanzahl und eine einigermaßen gleichmäßige Verteilung der Knoten vorausgesetzt, wird der Grad der Glättung fast ausschließlich über den Glättungsparameter λ bestimmt.

Für die Parametrisierung multivariater Glättungsterme sind kubische Basisfunktionen auch bei Verwendung von Penalized Regressionssplines ungeeignet. Statt dessen werden in diesem Fall „Thin-Plate-Basis Regressionssplines“ verwendet (WOOD 2006). Die Thin-Plate-Basis erfordert keine Vorgabe der Knotenlage, lediglich ihre Dimension muss gewählt werden, wobei die Modellanpassung erneut fast ausschließlich über den Glättungsparameter λ gesteuert wird, so dass die Knotenanzahl lediglich eine ausreichende Flexibilität gewährleisten muss (WOOD 2006). Eine Einschränkung bei der Verwendung von multivariaten Thin-Plate-Basis Regressionssplines resultiert daraus, dass Isotropie unterstellt wird. Isotropie bedeutet eine identische Glättung in den verschiedenen Dimensionen multivariater additiver Modellterme und wird von WOOD (2006) für die Modellierung von räumlichen Datentrends als Standard empfohlen.

Modellbildung

Zusätzlich zur räumlichen Trendfunktion wurden im Rahmen der Variablenselektion Haupteffekte für die Baumarten, baumartenspezifische Effekte des BHD und der Baumhöhe sowie Effekte für vier modifizierte Topex-to-Distance-Indizes in ein verallgemeinertes Regressionsmodell integriert (Formel 2). Dabei wurden verschiedene Baumarten zu Gruppen zusammengefasst soweit sie ähnliche Effekte bezüglich ihres Schadmusters zeigen und – wie die Douglasie oder die Lärchen – nur relativ wenige Beobachtungen umfassen.

Ein weiterer Grund für die Zusammenfassung in Baumartengruppen war eine unausgeglichene räumliche Verteilung in Baden-Württemberg wie sie z. B. für die Tanne vorliegt.

Die Distanz zum nächsten westlich exponierten Waldrand wurde auf Basis des topographischen-kartographischen Informationssystems (ATKIS) (JÄGER 2003) berechnet und auf ihren Effekt hin überprüft. Die Integration führte allerdings zu keiner signifikanten Modellverbesserung. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu bisherigen Erkenntnissen, die vor allem aus mechanistischen Modellen abgeleitet wurden (PELTOLA et al. 1999; GARDINER und STACEY 1995). Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass die Distanz zum Waldrand nur bei gleichzeitiger Berücksichtigung der Waldrandstruktur einen Beitrag zur Einschätzung der Schadwahrscheinlichkeit leistet. Baumartenspezifische Effekte für den BHD und die Höhe resultieren in deutlichen Verbesserungen gegenüber einem Modell ohne Wechselwirkungen zwischen Baumart und Baumdimension. Die Logarithmierung von BHD und Höhe erlaubt es, den beobachteten degressiv ansteigenden Effekt für die Baumhöhe und den degressiv abfallenden Effekt für den BHD zu beschreiben und gleichzeitig monotone Effektverläufe zu garantieren.

Die Auswahl der Topex-Indizes, die getrennt für 36 Himmelsrichtungen berechnet wurden, erfolgte halbautomatisiert in einer Programmschleife, da die Funktionen der verwendeten R-Programmbibliothek *mgcv* (WOOD 2006) bisher noch keine schrittweise Variablenauswahl unterstützen. Gleichzeitig wurde der Topex für drei unterschiedliche Grenzdistanzen (1000, 2000, 3000 m) berechnet und im Parametrisierungsprozess geprüft. In der überwiegenden Zahl der Fälle erwies sich die Grenzdistanz von 1000 m als geringfügig überlegen, so dass in der weiteren Modellselektion nur Topex-Indizes auf Basis dieser Grenzdistanz verwendet wurden. Als Topex-Werte mit der höchsten Streuungsreduktion wurden diejenigen auf den Himmelsrichtungen 250 und 260 Grad (Abb. 1) identifiziert. Dieses Ergebnis kann dahingehend interpretiert werden, dass die „mittlere“ Hauptwindrichtung des Wintersturmes „Lothar“ in Baden-Württemberg im Bereich von 255 Grad, d. h. etwa bei „West zu Süd“ lag. Weiterhin fiel bei der Parametrisierung der 36 Modellvarianten auf, dass diejenigen Topex-Himmelsrichtung-Kombinationen ähnliche Koeffizienten (Betrag und Vorzeichen) aufweisen, die die gleiche Abweichung zu dieser angenommenen Hauptwindrichtung haben. Dieses Ergebnis erscheint plausibel, da es aus physikalischer Sicht für das Schadrisiko unerheblich sein muss, ob die Exponiertheit eines Hanges in einer Himmelsrichtung auftritt, die einen bestimmten Betrag im oder gegen den Uhrzeigersinn von der Hauptwindrichtung abweicht. Dieser Sachverhalt wurde bei der Modellkonzeption berücksichtigt, indem immer zwei Topex-Indizes summiert wurden, die die gleiche Abweichung von der unterstellten Hauptwindrichtung aufweisen. Diese Summenwerte (im Weiteren als modifizierter Topex bezeichnet) gehen als Prädiktoren in das Modell ein, womit gewährleistet ist, dass ein einheitlicher Effekt für beide Topex-Himmelsrichtung-

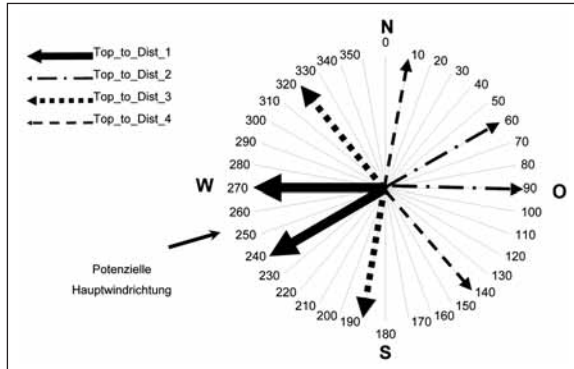


Abb. 1: Windrose der Himmelsrichtungen, für die separate Topex-Werte berechnet wurden. Pfeile markieren Himmelsrichtungen, deren Topex-Werte im Parametrisierungsprozess als Prädiktoren ausgewählt wurden. Die Stärke der Pfeile ist proportional zum Betrag der Regressionskoeffizienten, so dass beispielsweise deutlich wird, dass die Exponiertheit in westlicher Richtung einen ca. 3-fach stärkeren Einfluss auf das Schadrisiko hat, als die Exponiertheit in östlicher Richtung. Gleichartige Linientypen kennzeichnen Himmelsrichtungspaare, die aufsummiert den Wert des modifizierten Topex ergeben, der als Prädiktor in die Regressionsanalyse eingeht.

Kombinationen geschätzt wird. Die auf 36 Himmelsrichtungen berechneten Topex-Indizes bzw. die aus ihnen abgeleiteten 18 modifizierten Topex-Werte weisen eine starke Kollinearität auf, die umso stärker ausgeprägt ist, je enger die zugehörigen Himmelsrichtungen bei einander liegen. In einer schrittweisen Regressionsanalyse werden daher nur einige von ihnen ausgewählt. Die auftretende Kollinearität führt auch dazu, dass anstelle der Topex-Himmelsrichtung-Kombination auf 260 und 250 Grad der modifizierte Topex der Himmelsrichtungen auf 270 und 240 Grad in das Modell eingeht. Weitere modifizierte Topex-Werte, die als Prädiktoren ausgewählt werden, sind die Himmelsrichtungskombinationen 60 und 90 Grad, 190 und 320 Grad sowie 10 und 140 Grad (in der Reihenfolge ihrer Auswahl, Abb. 1).

Damit lässt sich das spezifizierte Modell wie folgt beschreiben:

$$g(\pi_{ijk}) = \text{BA}_{ijk}^T \alpha + \log \left(\frac{\text{BHD}_{ijk} \text{BA}_{ijk}^T \delta}{h_{ijk} - \text{BA}_{ijk}^T \gamma} \right) + \beta_1 \text{Top_to_Dist}_{1_ij} + \beta_2 \text{Top_to_Dist}_{2_ij} + \beta_3 \text{Top_to_Dist}_{3_ij} + \beta_4 \text{Top_to_Dist}_{4_ij} + f(\text{RW}_{ij}; \text{HW}_{ij}) \quad (2)$$

- BA_{ijk} : Vektor zur Kodierung der Baumartengruppe von Baum_{ijk} [Fichte, Tanne / Douglasie, Kiefer / Lärchen, Buche / Eichen, übrige Laubholzarten];
- BHD_{ijk} : Brusthöhendurchmesser von Baum_{ijk} 1999 [cm];
- h_{ijk} : Baumhöhe von Baum_{ijk} 1999 [m];
- $\text{Top_to_Dist}_{1_ij}$: Modifizierter Topex-to-Distance-Index auf den Expositionen 270 und

240 für Traktecke_{ij} (Abb. 1) [Grad * 10];

$\text{Top_to_Dist}_{2_ij}$: Modifizierter Topex-to-Distance-Index auf den Expositionen 90 und 60 für Traktecke_{ij} [Grad * 10];

$\text{Top_to_Dist}_{3_ij}$: Modifizierter Topex-to-Distance-Index auf den Expositionen 320 und 190 für Traktecke_{ij} [Grad * 10];

$\text{Top_to_Dist}_{4_ij}$: Modifizierter Topex-to-Distance-Index auf den Expositionen 140 und 10 für Traktecke_{ij} [Grad * 10];

RW_{ij} : Rechtswert des Mittelpunktes von Traktecke_{ij} (Gauß-Krüger-Koordinate)

HW_{ij} : Hochwert des Mittelpunktes von Traktecke_{ij} (Gauß-Krüger-Koordinate)

$\beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4$: Vektoren von Regressionskoeffizienten;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$: Regressionskoeffizienten;

f : 2-dimensionale Glättungsfunktion.

Modellverhalten und Diskussion

Im folgenden sollen Vorhersagen mit Hilfe des entwickelten Regressionsmodells (Formel 2) unter ceteris paribus Bedingungen durchgeführt werden, d. h. dass immer nur einige der Prädiktoren variiert und die übrigen konstant gesetzt werden, um den jeweiligen Effekt auf die Schadwahrscheinlichkeit zu verdeutlichen. Anstelle der Erwartungswerte werden die zugehörigen Prognoseintervalle der Schadwahrscheinlichkeit dargestellt, um zusätzlich die statistische Unsicherheit der Prognosen zu quantifizieren.

Wie erläutert, basieren Teile der hier vorgestellten Modellkonzeption auf der Annahme, dass der räumliche Trend im Schadmuster, der nicht über Variablen, wie die Einzelbaumhöhe beschrieben werden kann, durch die räumlich unterschiedlichen meteorologischen Eigenschaften des Wintersturms „Lothar“ verursacht wird. Die geographische Lage ist in diesem Fall als Stellvertreter der meteorologischen Randbedingungen während des Wintersturmes zu verstehen. Es kann aber keinesfalls geschlossen werden, dass eine bestimmte geographische Lage generell ein bestimmtes Schadrisiko aufweist. Abb. 2 zeigt das Muster der resultierenden Schadwahrscheinlichkeit, wenn ganz Baden-Württemberg mit einem Modellbaum mit spezifischen Eigenschaften (vgl. Unterschrift Abb. 2) bestockt wäre und das Gelände eine einheitliche „mittlere“ Exponiertheit aufweisen würde. Dabei kommt es in diesem Fall weniger auf das konkrete Schadniveau als viel mehr auf das räumliche Muster an. Die sich abzeichnenden Schwerpunkte erhöhten Risikos im Nordschwarzwald, im Rheintal, im Raum Stuttgart und im Bereich der Ostalb liegen in den Bereichen mit den beobachteten höchsten Schäden. Das Muster lässt sich dahingehend interpretieren, dass Unterschiede im Schadniveau nur zum Teil auf unterschiedliche Baum- und Geländeeigenschaften zurückzuführen sind. Unter Berücksichtigung der Modellannahme müssen diese Regionen un-

Tabelle 2: Koeffizientenschätzungen und statistische Kennwerte des Modells zur Prognose der Schadwahrscheinlichkeit auf Einzelbaumebene durch Winterstürme (Formel 2).

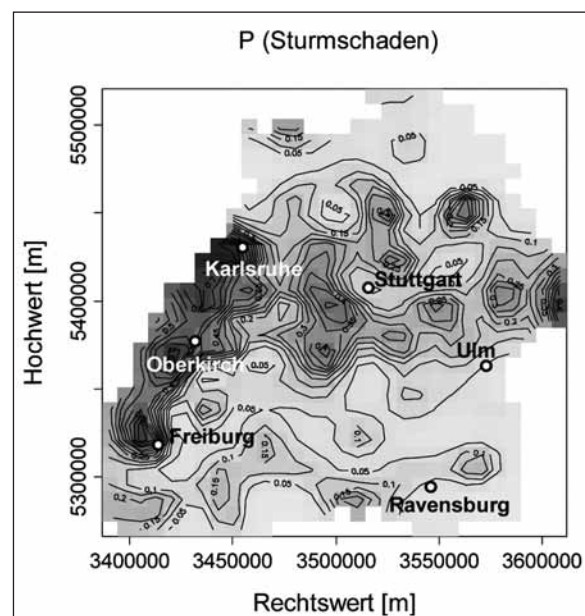
	Regressionskoeffizienten			
	Schätzung	Standardfehler	t-Wert	Pr(> t)
übrige Laubholzarten	-8.78	0.68	-12.88	< 2e-16 ***
Buche ^a / Eichen ^b	-13.04	0.51	-25.66	< 2e-16 ***
Fichte ^c	-12.27	0.24	-50.89	< 2e-16 ***
Kiefer ^d / Lärchen ^e	-8.59	0.60	-14.32	< 2e-16 ***
Tanne ^f / Douglasie ^g	-8.46	0.47	-18.06	< 2e-16 ***
übrige Laubholzarten: log(BHD)	-0.287	0.187	-1.530	0.126
Buche ^a / Eichen ^b : log(BHD)	-0.998	0.101	-9.902	< 2e-16 ***
Fichte ^c : log(BHD)	-1.775	0.078	-22.629	< 2e-16 ***
Kiefer ^d / Lärchen ^e : log(BHD)	-1.625	0.183	-8.865	< 2e-16 ***
Tanne ^f / Douglasie ^g : log(BHD)	-0.505	0.124	-4.068	< 2e-16 ***
übrige Laubholzarten: log(h)	-1.770	0.307	-5.759	8.5e-09 ***
Buche ^a / Eichen ^b : log(h)	-3.994	0.201	-19.917	< 2e-16 ***
Fichte ^c : log(h)	-5.128	0.129	-39.916	< 2e-16 ***
Kiefer ^d / Lärchen ^e : log(h)	-3.525	0.269	-13.130	< 2e-16 ***
Tanne ^f / Douglasie ^g : log(h)	-2.449	0.221	-11.087	< 2e-16 ***
Top_to_Dist_1	-0.00622	0.000178	-35.025	< 2e-16 ***
Top_to_Dist_2	-0.00149	0.000172	-8.649	< 2e-16 ***
Top_to_Dist_3	0.00440	0.000298	14.779	< 2e-16 ***
Top_to_Dist_4	-0.00280	0.000303	-9.216	< 2e-16 ***
Glättender Term:				
		edf	F-Wert	p-value
f (Hochwert, Rechtswert)		164	31.79	< 2e-16 ***
R ² (adjusted) = 0.212		deviance explained = 23.8 %		
		n = 63452		
Signifikanzkode: **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05				
Überwiegend ^a <i>Fagus sylvatica</i> , ^b <i>Quercus spp.</i> (<i>Q. petraea</i> , <i>Q. robur</i>), ^c <i>Picea abies</i> , ^d <i>Pinus silvestris</i> , ^e <i>Larix spp.</i> (<i>L. decidua</i> , <i>L. kaempferi</i>), ^f <i>Abies alba</i> , ^g <i>Pseudotsuga menziesii</i>				

günstigere meteorologische Randbedingungen (höhere Windgeschwindigkeiten) während des Wintersturms aufgewiesen haben. Die Modellierung des räumlichen Trends erlaubt dabei eine Quantifizierung dieses Sturminflusses, ohne dass Informationen über die eigentlichen Sturmigenschaften vorliegen.

Die Baumhöhe ist einer der wichtigsten Prädiktoren, für die im Rahmen der Modellselektion ein signifikanter Einfluss auf die Sturmschadenswahrscheinlichkeit festgestellt wurde (Abb. 3). Andere statistische (KELLOMÄKI und PELTOLA 1998) und mechanistische Modelle (CUCCHI et al. 2005; PELTOLA et al.1999) prognostizieren ebenfalls ansteigende Schadwahrscheinlichkeiten mit steigender Baumhöhe. Im Gegensatz zu unserer Untersuchung ist der Effekt aber häufig weniger deut-

Abb. 2: Prognose räumlich bedingter Unterschiede im Sturmschadensniveau mit Hilfe einer Modellschätzung unter ceteris paribus Bedingungen, wobei die übrigen im Modell (Formel 2) integrierten Prädiktoren auf Konstanten bzw. eine spezifische Kategorie fixiert werden: Baumartengruppe Fichte, Median der Baumhöhe und des BHD der Fichte in der Datenbasis: 28,3 m bzw. 36,5 cm, Median der Exponiertheit (modifizierter Topex-to-Distance-Index)). Je dunkler die Färbung, desto höher ist die prognostizierte Schadwahrscheinlichkeit.

lich. Als Ursache kann vermutet werden, dass in vielen Untersuchungen nicht auf eine vergleichbar breite Datenbasis zurückgegriffen werden konnte (Tab. 1). Im Gegensatz dazu spielt in vielen mechanistischen Modellen die Stammform für die Einschätzung der



Vulnerabilität bzw. die Prognose eines Sturmschadens eine größere Rolle (KELLOMÄKI und PELTOLA 1998; PELTOLA et al. 1999; GARDINER et al. 1997). Grundsätzlich sind die Vergleiche mit anderen Ansätzen auch dadurch eingeschränkt, dass mechanistische Modelle kritische Windgeschwindigkeiten prognostizieren, die nicht direkt mit Schadenswahrscheinlichkeiten verglichen werden können.

Die Verläufe in Abb. 3 stellen Modellschätzungen (Formel 2) für variierende Höhen dar, während andere Prädiktoren mit Ausnahme des BHD und der geographischen Position konstant gehalten werden (die exakte Spezifikation ist in der Unterschrift zu Abb. 3 angegeben); der BHD wurde mit variierender Höhe so verändert, dass ein konstanter h/d-Wert resultiert. Weiterhin muss beachtet werden, dass die Datenbasis nur wenige Höhen von mehr als 42 m umfasst. Als Konsequenz sollten Prognosen, außerhalb dieses Höhenbereichs vorsichtig interpretiert werden, auch wenn die zugehörigen Konfidenzintervalle noch relativ eng sind.

In Abb. 3 werden zusätzlich zur Baumhöhe auch die geographische Lage bzw. die meteorologischen Randbedingungen variiert. Dabei erfolgen Schätzungen an den ausgewählten Koordinaten auf der Diagonale vom Nordschwarzwald ins Allgäu (Abb. 3, Karte), die in den gestaffelten Risikoverläufen resultieren. Die Staffelung lässt deutlich einen abnehmenden Trend vom Nordschwarzwald in Richtung Allgäu erkennen.

Bezüglich des Effektes des BHD bzw. des h/d-Wertes zu einer fixierten Höhe lassen sich folgende Aussagen machen (Abb. 4): a) der zusätzliche Effekt des BHD

beeinflusst die Schadwahrscheinlichkeit in einem deutlich geringeren Ausmaß als der Baumhöhen effekt selbst und b) unter Rahmenbedingungen, die bereits in einer hohen Schadwahrscheinlichkeit resultieren, lässt der zusätzliche Einfluss des BHD bzw. des h/d-Wertes auf die Schadwahrscheinlichkeit nach. Der Effekt einer steigenden Schadwahrscheinlichkeit mit zunehmender Vollholzigkeit bzw. zunehmenden h/d-Werten wird in vielen Untersuchungen beschrieben (z. B. PELTOLA et al. 1999; GARDINER et al. 1997). Im Gegensatz dazu beschreiben SCHÜTZ et al. (2006) einen vernachlässigbaren Einfluss des h/d-Wertes. Allerdings beschreiben PELTOLA et al. (1999); KELLOMÄKI und PELTOLA (1998); PELTOLA und KELLOMÄKI (1993) verglichen mit unseren Ergebnissen eine deutlich schnellere Abnahme der kritischen Windgeschwindigkeit (Zunahme der Schadwahrscheinlichkeit) mit zunehmender Vollholzigkeit. Dabei kann die Differenzierung des h/d-Wert-Effektes in eine Windbruch- und eine Windwurfwahrscheinlichkeit mit unserem Ansatz nicht vorgenommen werden. Allerdings wird der Effekt des h/d-Wertes auf die Relation zwischen Windbruch und -wurf auch von mechanistischen Modellen unterschiedlich eingeschätzt (PELTOLA et al. 1999; GARDINER et al. 1997; PELTOLA und KELLOMÄKI 1993; GALINSKI 1989).

Werden die Rahmenbedingungen der geographischen Lage 1 unterstellt (Abb. 3), für die angenommen wird, dass sie einen Bereich sehr hoher Windgeschwindigkeiten repräsentiert, so resultiert ein deutlicher Anstieg des BHD von 37,5 auf 50,0 cm für eine 30 m hohe Fichte (zugehörige Abnahme des h/d-Wertes von 80 auf 60) in einer Reduktion der Schadwahrscheinlichkeit von 9,4 % (Abb. 4, links). Eine Abnahme des BHD von 37,5 auf 30 cm (zugehöriger Anstieg des

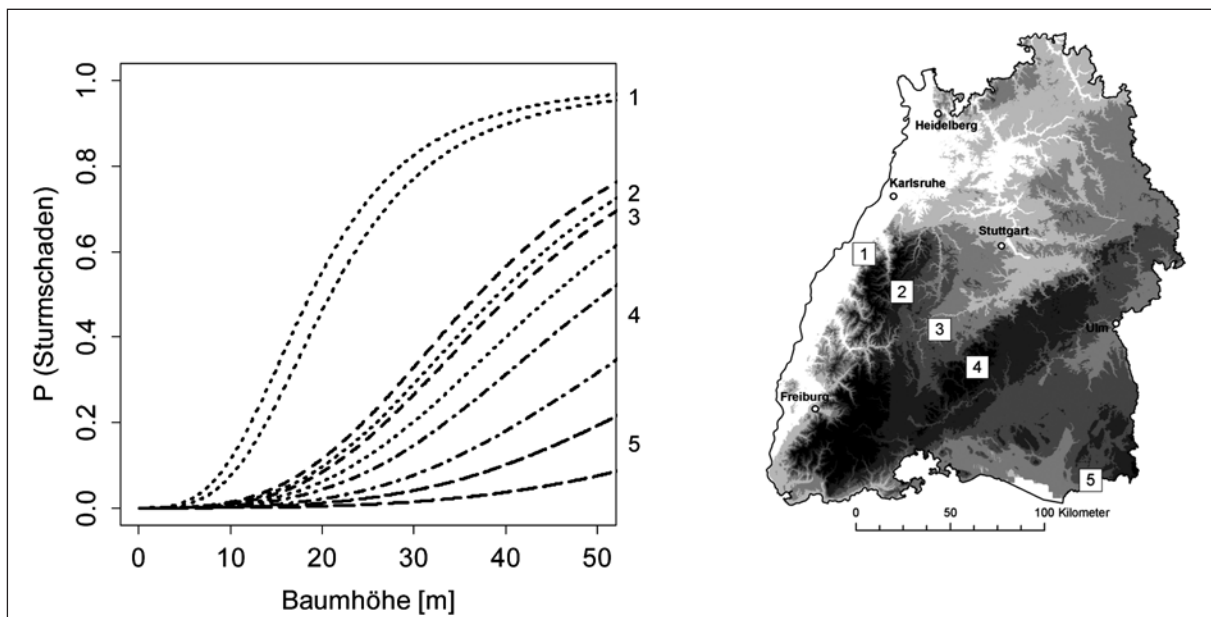


Abb. 3: Durch die geographische Lage (meteorologische Randbedingungen) und die Einzelbaumhöhe bedingte Unterschiede der prognostizierten Schadwahrscheinlichkeit, die durch ihr 95 % Prognoseintervall beschrieben wird. In der Abbildung und der Karte übereinstimmende Ziffern kennzeichnen die Zugehörigkeit der Wahrscheinlichkeitsverläufe zur jeweiligen geographischen Lage. Der BHD wird mit variierender Höhe so verändert, dass ein konstanter h/d-Wert von 80 [cm/cm] resultiert. Die übrigen Prädiktoren wurden konstant gehalten (Baumartengruppe Fichte, Median der Exponiertheit (modifizierter Topex-to-Distance-Index)).

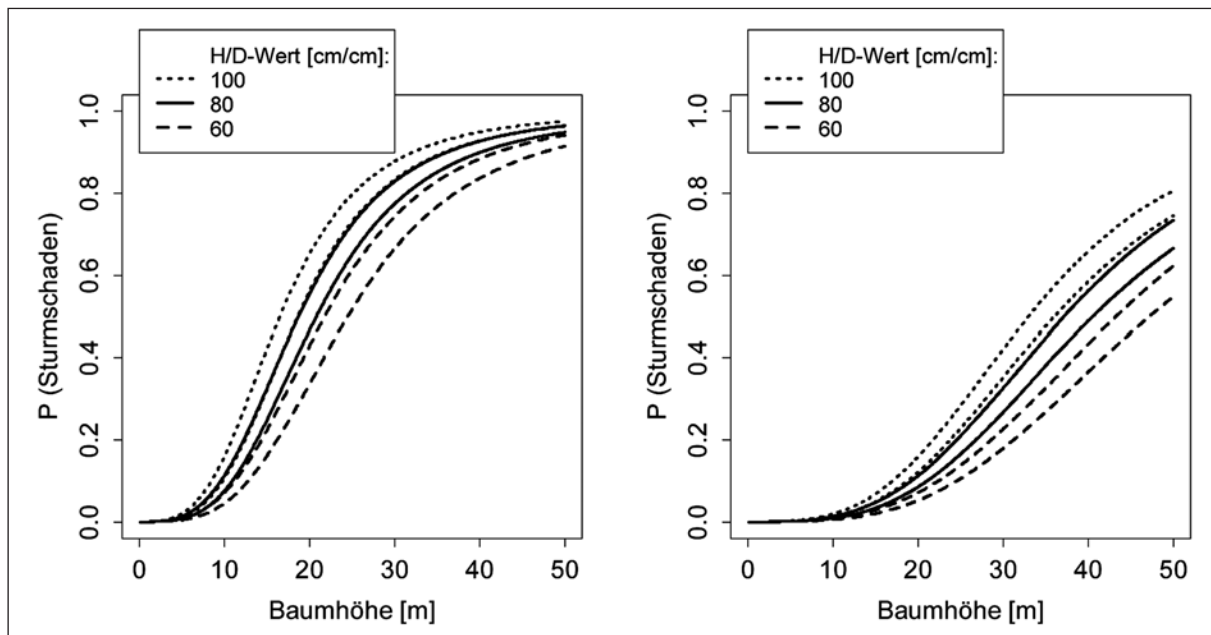


Abb. 4: Effekte von Baumhöhe und BHD auf die prognostizierte Schadwahrscheinlichkeit, die durch ihr 95 % Prognoseintervall beschrieben wird. Der BHD wird mit variierender Baumhöhe so verändert, dass konstante h/d-Werte von 60, 80 und 100 [cm/cm] resultieren. Die linke Abbildung zeigt Prognosen für die geographische Lage mit den Gauß-Krüger-Koordinaten Rechtswert 3440000/Hochwert 5400000 (Lage Nr. 1 in Abb. 3) und die rechte Abbildung für die geographische Lage mit den Gauß-Krüger-Koordinaten Rechtswert 3460000/Hochwert 5380000 (Lage Nr. 2 in Abb. 3). Die übrigen Prädiktoren wurden konstant gehalten (Baumartengruppe Fichte, Median der Exponiertheit (modifizierter Topex-to-Distance-Index)).

h/d-Wertes von 80 auf 100) führt unter diesen Bedingungen zu einem Anstieg der Schadwahrscheinlichkeit von 5,6 %. Werden Rahmenbedingungen unterstellt, die in einer geringeren Schadprädisposition resultieren, so nimmt der zusätzliche Einfluss des BHD bzw. des h/d-Wertes zu. Dieser Trend wird deutlich, wenn das Szenario für die geographische Lage 1 so verändert wird, dass die Prognose für eine Fichte mit nur 25 m Höhe erfolgt oder wenn geringere Windgeschwindigkeiten unterstellt werden, wie sie z. B. durch die geographische Lage 2 repräsentiert werden (Abb. 4, rechts).

Neben verschiedenen dendrometrischen Variablen wurden auch 4 Indizes zur Beschreibung der Topographie unter Berücksichtigung der Exposition (modifizierter Topex-to-Distanz-Index) als signifikant identifiziert (Formel 2). Hier soll exemplarisch der Einfluss des Top_to_Dist_1 Index dargestellt werden. Die deutliche Modellverbesserung gegenüber einer Schätzung auf Basis des Original-Topex (SCOTT und MITCHELL 2005) kann unter anderem mit der Zuordnung der Schaddaten zum Einzelereignis Wintersturm „Lothar“ mit seiner eindeutigen Hauptwindrichtung erklärt werden. Der Wert des Top_to_Dist_1 Index beschreibt dabei das Gelände in Richtung der unterstellten Hauptwindrichtung (Abb. 1). Dieser Wert hat innerhalb der 4 Geländeparameter den stärksten Einfluss, was an den Regressionskoeffizienten deutlich wird (Tab. 2). Aufgrund des negativen Vorzeichens des zugehörigen Koeffizienten weisen nach „West zu Süd“ exponierte Standorte ein deutlich erhöhtes Risiko auf, so dass der Effekt qualitativ als meteorologisch plausibel beurteilt werden kann. In Abb. 5 wird

die Wirkungsrichtung dadurch deutlich, dass das Risiko mit abnehmenden Topex-Werten bzw. zunehmender Exposition ansteigt. Die Koeffizienten der Indizes Top_to_Dist_2 und Top_to_Dist_4 (Abb. 1) sind ebenfalls negativ, so dass beispielsweise Hangkanten an in Nord-Süd-Richtung verlaufenden Bergkämmen in Prognosen ein sehr hohes Risiko aufweisen würden. Der Top_to_Dist_3 Index weist als einziger einen Koeffizienten mit positivem Vorzeichen auf. Eine geringe Exponiertheit (große Horizontüberhöhung) in den bei der Berechnung verwendeten Expositionen (190 und 320 in Abb. 1) führt in diesem Fall somit zu einer Erhöhung des Risikos. Dieser Effekt führt dazu, dass in Tälern oder Passsituationen, die in Richtung der Hauptwindrichtung ausgerichtet sind, eine hohe Schadwahrscheinlichkeit prognostiziert wird.

Modellvergleiche sind hier nur begrenzt möglich, da es keine anderen Modelle gibt, die die gesamte Baumartenliste abdecken, die in unserem Modell integriert ist. Allerdings beschreiben PELTOLA et al. (1999) eine ähnliche Rangfolge für einen Teil der Baumarten. Unter konstanten Rahmenbedingungen prognostiziert ihr Modell eine abnehmende Schadwahrscheinlichkeit von Fichte zu Kiefer und Birke im laubfreien Zustand. Die gleiche Rangfolge wird durch ein logistisches Modell von JALKANEN und MATTILA (2000) prognostiziert. In unserem Modell ist Birke in der Gruppe der übrigen Laubholzarten enthalten, die die niedrigste Schadwahrscheinlichkeit zeigt. SCHÜTZ et al. (2006) und HANEWINKEL et al. (2004) präsentieren ebenfalls Ergebnisse, die mit unseren Prognosen übereinstimmen. So zeigen fichtendominierte Bestände in ihren Untersu-

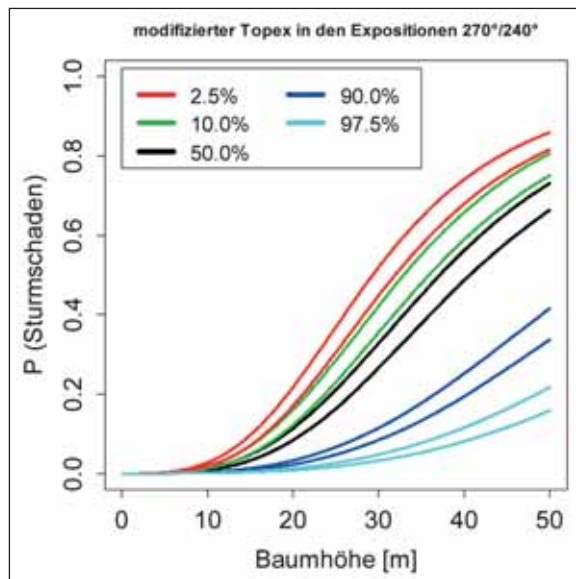


Abb. 5: Effekte der Exponiertheit und dendrometrischer Variablen auf die Schadwahrscheinlichkeit, die durch ihr 95 % Prognoseintervall beschrieben wird. Dargestellt ist die Modellprognose für variierende Werte des modifizierten Topex-to-Distance-Index auf den Himmelsrichtungen 240 / 270° (entspricht dem Top_to_Dist_1 in Formel. 2). Die Prognosen erfolgen, in dem die 2.5 %, 10 %, 50 %, 90 % und 97.5 % Quantile der Datengrundlage für den Index berechnet und als Prädiktoren verwendet werden. Der BHD wird mit den sich ändernden Höhenwerten so variiert, dass ein konstanter h/d-Wert von 80 [cm/cm] resultiert. Die übrigen Prädiktoren werden konstant gehalten (Baumartengruppe Fichte, Median der übrigen nicht variierten Topex-to-Distance Indizes, Gauß-Krüger-Koordinaten Rechtswert 3440000/Hochwert 5400000). Eine weitere zentrale Fragestellung ist die Überprüfung der unterschiedlichen Gefährdung der Baumarten. Die möglichst genaue Quantifizierung von Baumartenunter-

suchungen eine höhere Schadwahrscheinlichkeit als Bestände, die von Buche oder anderen Laubholzarten dominiert werden.

Die sehr umfangreiche Datenbasis ermöglichte in unserem Fall vertiefende Analysen, die die Wechselwirkung zwischen Baumart und -dimension betreffen. Diese Wechselwirkungen haben je nach den sonstigen Rahmenbedingungen teilweise Rangfolgenwechsel der Baumarten mit sich ändernder Baumhöhe zur Folge (Abb. 6). Zur Verdeutlichung wird in dem hier dargestellten Szenario erneut ein konstanter h/d-Wert mit sich ändernder Baumhöhe unterstellt. Die Wechsel in der Rangfolge sind letztlich Ausdruck „dynamischer“ Verläufe der Schadwahrscheinlichkeit der Fichten- und der Buchen-/Eichen-Gruppe. Als ein Ergebnis der Wechselwirkungen zeigt die Tannen-/Douglasien-Gruppe unter den Bedingungen des dargestellten Szenarios im Bereich niedrigerer Baumhöhen sogar höhere Schadwahrscheinlichkeiten als die Fichten-Gruppe; das gleiche gilt für die Kiefern-/Lärchen-Gruppe (Abb. 6). Allerdings dreht sich die Rangfolge, bezogen auf die Fichtengruppe, bei 18,2 m für die Tannen-/Douglasien-Gruppe und bei 12,8 m für Kiefern-/Lär-

schieden bezüglich der Sturmschadensgefährdung ist von entscheidender Bedeutung für die forstliche Praxis (Abb. 6). Was die qualitativen Unterschiede der Baumartengruppen betrifft, liefert das Modell weitgehend eine Bestätigung forstlichen Expertenwissens und der Erkenntnisse aus Fallstudien in Südwestdeutschland und der Schweiz, wobei dieses Wissen schwerpunktmäßig die Baumarten Fichte und Tanne betrifft (GERWIG 1868; BAZZIGHER und SCHMID 1969; KOHNLE et al. 2003). Die Fichte weist in Vergleichen mit Tanne und Buche die höchste Schadwahrscheinlichkeit auf. Ein großer Vorteil der modellhaften Erfassung des Baumarteneffektes besteht jedoch darin, dass sich für unterschiedlichste Kombinationen von Einflussfaktoren ermitteln lässt, wie die groß die quantitativen Unterschiede zwischen den Baumarten sind. Diese Informationen können für ökonomische Bewertungen unterschiedlicher Produktionsmodelle (Betriebszieltypen) verwendet werden und langfristige waldbauliche Planungen im Bereich der Baumartenwahl unterstützen. Die Baumartengruppe wird sowohl über ihren Haupteffekt als auch in Wechselwirkung mit den dendrometrischen Variablen im Modell integriert (Formel 2), so dass unterschiedliche Rangfolgen der Baumarten bei sich ändernden Dimensionen und h/d-Werten abgebildet werden können. Die Szenarien zeigen, dass die Baumartengruppe Fichte insgesamt betrachtet die höchste Schadwahrscheinlichkeit aufweist, gefolgt von den Baumartengruppen Tanne/Douglasie und Kiefer/Lärche. Die Laubholzarten weisen deutlich geringere Schadwahrscheinlichkeiten auf, wobei für die Baumartengruppe Buche/Eichen eine höhere Wahrscheinlichkeit als für die Gruppe der übrigen Laubholzarten prognostiziert wird. Aufgrund der sehr heterogenen Baumartenzusammensetzung, unterschiedlicher Datenbereiche der dendrometrischen Variablen aber auch der unterschiedlichen regionalen Verteilung sollten die Ergebnisse für diese Baumartengruppe jedoch mit Vorsicht interpretiert und für Entscheidungen genutzt werden.

chen-Gruppe um. Auf Grund der Modellformulierung wird der Punkt des Rangfolgenwechsels für eine bestimmte Baumhöhen-BHD-Kombination nicht von den übrigen Prädiktoren beeinflusst (vgl. Abb. 6 links und rechts). Der Punkt des Rangfolgenwechsels ändert sich dagegen, wenn andere Baumhöhen-BHD-Kombinationen unterstellt werden.

Zusammenfassung

Auf der Grundlage der in der Bundeswaldinventur in Baden-Württemberg erfassten Sturmschäden des Wintersturms „Lothar“ wurde an der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg ein statistisches Modell zur Prognose des Sturmschadensrisikos auf Einzelbaumebene entwickelt. Die verwendete Datenbasis zeichnet sich neben ihrer hohen Repräsentativität durch die Verknüpfung der Schadendaten mit einem einzelnen Schadereignis (Wintersturm „Lothar“) aus. Auch wenn die meteorologischen Eigenschaften dieses Schadereignisses nicht detailliert erfasst wurden und somit nicht als Prädiktoren verwendet werden können, lässt sich der Sturmeffekt vom Effekt anderer

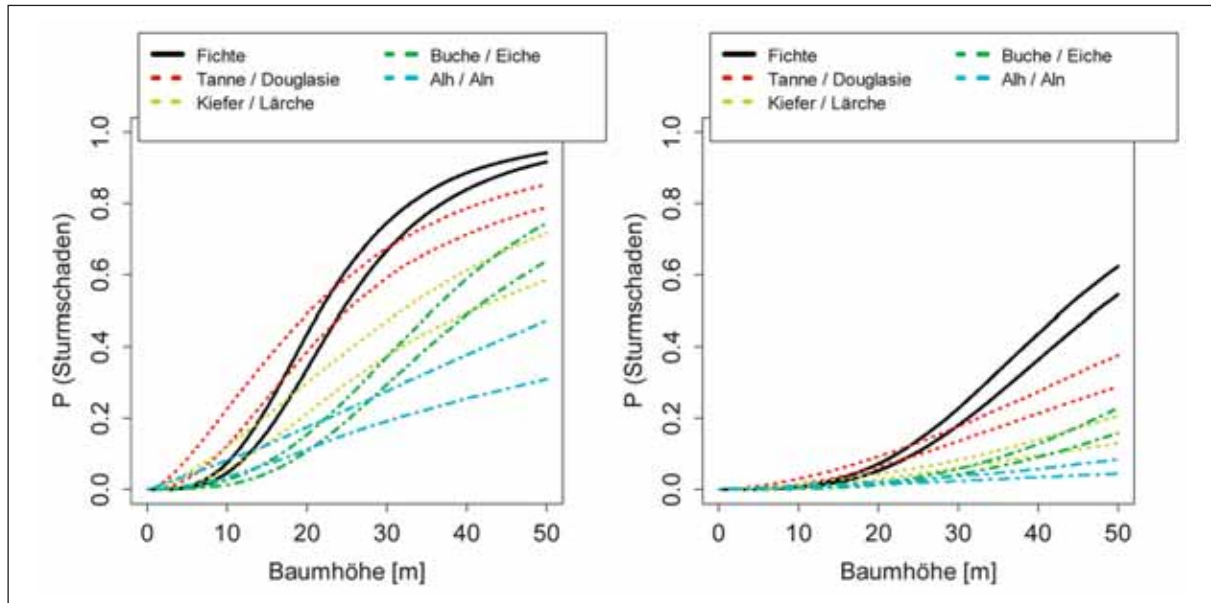


Abb. 6: Effekte der Baumartengruppe und dendrometrischer Variablen of die Sturmschadenswahrscheinlichkeit, die durch ihr 95 % Prognoseintervall beschrieben wird. Der BHD wird mit sich ändernder Baumhöhe so variiert, dass ein konstanter h/d-Wert von 80 [cm/cm] resultiert. Die linke Abbildung zeigt Prognosen für die geographische Lage mit den Gauß-Krüger-Koordinaten Rechtswert 3440000/Hochwert 5400000 (Lage Nr. 1 in Abb. 3) und die rechte Abbildung für die geographische Lage mit den Gauß-Krüger-Koordinaten Rechtswert 3460000/Hochwert 5380000 (Lage Nr. 2 in Abb. 3). Die übrigen Prädiktoren wurden konstant gehalten (Median der Exponiertheit (modifizierter Topex-to-Distance-Index)).

Einflussgrößen mit Hilfe eines Verallgemeinerten Additiven Regressionsmodells (GAM) statistisch trennen. Die Zuordnung zu einem einzelnen Schadereignis in Kombination mit der geographischen Einmessung der Einzelbäume ermöglicht es zudem, nicht nur die Geländeexponiertheit bei der Modellbildung zu berücksichtigen, sondern auch eine Wechselwirkung zwischen der Exponiertheit und der Exposition zu erfassen. Als entscheidend kann in diesem Zusammenhang angesehen werden, dass während eines einzelnen Wintersturmes bezüglich einer „mittleren“ Hauptwindrichtung sehr viel homogenere Verhältnisse herrschen als beispielsweise innerhalb einer 10-jährigen Inventurperiode. Die statistische Quantifizierung des Sturmeffektes durch die Modellierung eines räumlichen Trends sowie die Berücksichtigung einer Wechselwirkung zwischen Exposition und Exponiertheit bieten weitreichende Möglichkeiten zur Regionalisierung sowie Übertragung auf abweichende meteorologische Randbedingungen. Die Regionalisierung wird möglich, da das Modell sensitiv gegenüber der Geländeexponiertheit ist. Eine Übertragung auf abweichende großräumige Windrichtungen wird dadurch gewährleistet, dass eine Wechselwirkung zwischen Exponiertheit und Exposition im Modell integriert ist. Beispielsweise weisen westlich exponierte Berghänge ein deutlich höheres Risiko auf als nördlich exponierte. Das aus der Exposition resultierende Schadniveaumuster kann dahin interpretiert werden, dass der Wintersturm „Lothar“ die Hauptwindrichtung „West zu Süd“ aufwies. Der Effekt der Exposition kann daher aufgrund der Abweichung von dieser Hauptwindrichtung interpretiert werden. Die Wirkung einer abweichenden Hauptwindrichtung könnte in Szenarien simuliert werden, indem die Gewichtung der Expositionen (Regressionskoeffizienten) in Relation zu

dieser abweichenden Hauptwindrichtung erfolgt. Der Einfluss unterschiedlicher Windgeschwindigkeiten wird im Modell stellvertretend über die Modellierung eines räumlichen Trends berücksichtigt. Der Einfluss einer bestimmten geographischen Lage wird dabei als Einfluss der (unbekannten) Windgeschwindigkeit, Strömungsturbulenz etc. während des Wintersturms an genau diesem Ort interpretiert. Unter dieser Annahme können die meteorologischen Bedingungen, die an einem bestimmten Ort in Baden Württemberg während des Wintersturms geherrscht haben, auf andere Gebiete übertragen werden, indem stellvertretend die Koordinaten dieses Ortes als Prädiktoren verwendet werden. Das entwickelte Modell quantifiziert zusätzlich den Einfluss der Baumart, der Baumhöhe und des BHD (h/d-Wertes) auf das Sturmrisiko auf Grundlage einer umfangreichen Datenbasis, wobei unscharfes waldbauliches Expertenwissen bestätigt wird. Der besondere Vorteil des Modells besteht jedoch darin, dass diese Unterschiede bzw. Einflüsse quantifiziert werden. Das Modell bildet damit die Grundlage für die Entwicklung forstlicher Entscheidungsstützungssysteme wie Risikopotenzialkarten. Darüber hinaus ist es die Voraussetzung für die Berücksichtigung des Risikos durch Winterstürme in Szenariosimulationen etwa zur mittelfristigen Prognose des Holzaufkommens.

Literatur

AGSTER, W.; RUCK, B. (2003): The Influence of Aerodynamic Properties of Forest Edges and Stands on the Pressure Pattern within a Forest. In: Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003

- (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 25-32.
- AGSTER, W.; RUCK, B. (2002): Modellierung der Umströmung von Waldkanten in Windkanaluntersuchungen, Proceedings der 10. Fachtagung Lasermethoden in der Strömungsmeßtechnik, Universität Rostock, 10.-12. September 2002.
- BAUR, P.; BERNATH, K.; HOLTHAUSEN, N.; ROSCHEWITZ, A. (2003): Ökonomische Auswirkungen des Sturms Lothar im Schweizer Wald, Teil I. Einkommens- und Vermögenswirkungen für die Waldwirtschaft und gesamtwirtschaftliche Beurteilung des Sturms. Umwelt-Materialien Nr. 157. Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft, Bern: 190 S.
- BAZZIGHER, G.; SCHMID, P. (1969): Sturmschaden und Fäule. Schweiz. Z. Forstwes., 120: 521-536.
- BENEŠ, L.; BODNÁR, T.; JANOUR, Z.; KOZEL, K.; SLÁDEK, I. (2003): On the Complex Atmospheric Flow Modelling Including Pollution Dispersion. In: Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003 (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 183-188.
- BLENNOW, K.; OLOFSSON, E.; SALLNÄS, O. (2003): Evaluating WINDA – A Tool for Assessing the Probability of Wind Damage to Forest Stands. In: Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003 (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 137-144.
- CUCCHI, V.; MEREDIEU, C.; STOKES, A.; COLIGNY, F.; DE SUAREZ, J.; GARDINER, B. A. (2005): Modelling the windthrow risk for simulated forest stands of Maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.). For. Ecol. Manage, 213 (1): 184-196. doi:10.1016/j.foreco.2005.03.019.
- GAFFREY, D.; RAABE, K.-H.; GEBBEKEN, N. (2001): Untersuchungen zur Elastomechanik bei Douglasie, I. Modellierung mit der Finite-Elemente-Methode. Allg. Forst- u. Jagdzeitung, 172 (5-6): 101-116.
- GALINSKI, W. (1989): A Windthrow-risk Estimation for Coniferous Trees. Forestry, 62 (2): 139-146.
- GARDINER, B. A.; STACEY, G. R. (1995): Designing forest edges to improve wind stability. Forestry Commission Technical Paper 16, Forestry Commission, Edinburgh.
- GARDINER, B. A.; STACEY, G. R.; BELCHER, R. E.; WOOD, C. J. (1997): Field and wind tunnel assessments of the implications of respacing and thinning for tree stability. Forestry, 70 (3): 233-252.
- GARDINER, B. A.; SUAREZ, J.; QUINE, C. P. (2003): Development of a GIS Based Wind Risk System for British Forestry. In: Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003 (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 145-150.
- GERWIG, F. (1868): Die Weißtanne (*Abies pectinata* DC.) im Schwarzwald. Verlag Julius Springer, Berlin: 141.
- HANEWINKEL, M.; ZHOU W.; SCHILL, C. (2004): A neural Network Approach to identify Forest Stands susceptible to Wind Damage. Forest Ecology and Management, 196: 227-243.
- JÄGER, E. (2003): ATKIS als Gemeinschaftsaufgabe der Länder und des Bundes. Kartographische Nachrichten, 3: 113-119.
- JALKANEN, A.; MATTILA, U. (2000): Logistic regression models for wind and snow damage in northern Finland based on the National Forest Inventory data. For. Ecol. Manage, 135 (1): 315-330. doi:10.1016/S0378-1127(00)00289-9.
- KELLOMÄKI, S.; PELTOLA, H. (1998): Silvicultural Strategies for predicting Damage to Forests from Wind, Fire and Snow. University of Joensuu, Research notes, 73: 151 S.
- KOHNLE, U.; GAUCKLER, S.; RISSE, F.-J.; STAHL, S. (2003): Orkan „Lothar“ im Spiegel von Betriebsinventur und Einschlagsbuchführung: Auswirkungen auf einen Forstbezirk im Randbereich des Sturms. AFZ-DerWald, 58 (23): 1203-1207.
- MATTHECK, C.; BETHGE, K.; KAPPEL, R.; MÜLLER, P.; TE-SARI, I. (2003): Failure Modes for Trees and related Criteria. In: Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003 (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 219-230.
- MÜLLER, F. (2002): Modellierung von Sturm-, Schnee- und Rotfäuleisiko in Fichtenbeständen auf Einzelbaumebene. Dissertation, Studienfakultät für Forstwissenschaft und Ressourcenmanagement, Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt: 175 S.
- PELTOLA, H.; KELLOMÄKI, S. (1993): A mechanistic model for calculating windthrow and stem breakage of Scots pine at stand edge. Silva Fennica, 27 (2): 99-111.
- PELTOLA, H.; KELLOMÄKI, S.; VÄISÄNEN, H.; IKONEN, V.-P. (1999): A mechanistic model for assessing the risk of wind and snow damage to single trees and stands of Scots pine, Norway spruce, and birch. Canadian J. For. Res., 29: 647-661.
- RICHTER, J. (2003): Wurf- und Bruchschäden in Fichtenbeständen. Forstarchiv, 74 (5): 166-170.

RUEL, J.-C.; PIN, D.; SPACEK, L.; COOPER, K.; BENOIT, R. (1997): The estimation of wind exposure for windthrow hazard rating: comparison between Strong-blow, MC2, Topex and a wind tunnel study. *Forestry*, 70 (3): 253-266.

R DEVELOPMENT CORE TEAM (2005): R: A language and environment for statistical computing. R: Foundation for Statistical Computing, Vienna. Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.

SCOTT, R. E.; MITCHELL, S. J. (2005): Empirical modelling of windthrow risk in partially harvested stands using tree, neighbourhood and stand attributes. *Forest Ecology and Management*, 218:193-209.

SCHMID-HAAS, P.; BACHOFEN, H. (1991): Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. *Schweiz. Z. Forstwes.*, 142 (6): 477-504.

SCHMOECKEL, J.; KOTTMEIER, C.; ALDINGER, E.; SEEMANN, D. (2003): Windstorm „Lothar“: Orographic Influences on Storm Damage in the Black Forest. In: *Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003* (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 15-21.

SCHÜTZ, J.-PH.; GÖTZ, M.; SCHMID, W.; MANDALLAZ, D. (2006): Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. *Eur. J. Forest Res.*, 125 (3): 291-302. 10.1007/s10342-006-0111-0.

TAKLE, E. S.; FALK, M. J.; ZHOE, X.; BRANDLE, J. R. (2003): Calibration and Applications of a Shelterbelt Turbulent Flow Model. In: *Wind Effects on Trees. Proceedings of the international Conference, Karlsruhe, 16.-18. September 2003* (Editors: RUCK, B.; KOTTMEIER, C.; MATTHECK, C.; QUINE, C.; WILHELM, G.): 57-64.

VALINGER, E.; LUNDQUIST, L.; BONDESSON, L. (1993): Assessing the risk of snow and wind damage from tree physical characteristics. *Forestry*, 66 (3): 249-259.

WOOD, S. N. (2006): *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. CHAPMAN & HALL / CRC: 391 Seiten.

WOOD, S. N. (2000): Modelling and Smoothing Parameter Estimation with Multiple Quadratic Penalties. *J. R. Statist. Soc. B* 62(2): 413-428.